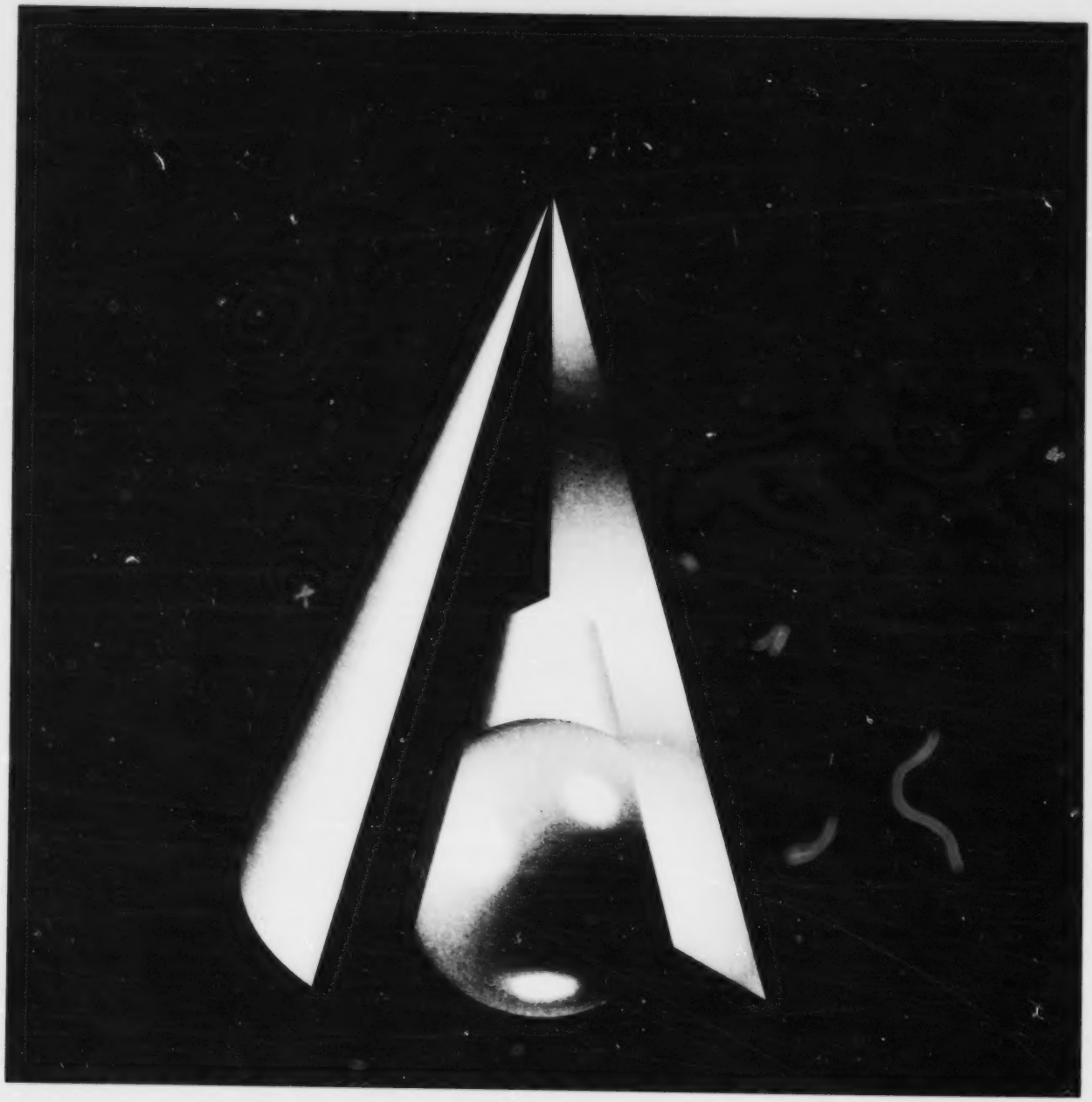
Research Paper Series

Analytical Studies Branch

The Transition to Work for Canadian University Graduates: Time to First Job, 1982-1990

by Julian Betts, Christopher Ferrall and Ross Finnie

No. 141



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ANALYTICAL STUDIES BRANCH
RESEARCH PAPER SERIES

The Analytical Studies Branch Research Paper Series provides for the circulation, on a pre-publication basis, of research conducted by Branch staff, visiting Fellows and academic associates. The Research Paper Series is intended to stimulate discussion on a variety of topics including labour, business firm dynamics, pensions, agriculture, mortality, language, immigration, statistical computing and simulation. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments, criticisms and suggestions. A list of titles appears inside the back cover of this paper.

Papers in the series are distributed to Statistics Canada Regional Offices, provincial statistical focal points, research institutes, and speciality libraries. These papers can be downloaded from the internet at *www.statcan.ca*.

To obtain a collection of abstracts of the papers in the series and/or copies of individual papers (in French or English), please contact:

Publications Review Committee
Analytical Studies Branch, Statistics Canada
24th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-6325

101-01241/

The Transition to Work for Canadian University Graduates: Time to First Job, 1982-1990

by

Julian Betts*, Christopher Ferrall and Ross Finnie*****

No. 141

11F0019MPE No. 141
ISSN:
ISBN:

Price: $5.00 per issue, $25.00 annually

Business and Labour Market Analysis
25-F, R.H. Coats Building, Ottawa, K1A 0T6
*University of California-San Diego
**Queen's University
***Queen's University and Statistics Canada: (613) 951-3962
Facsimile Number: (613) 951-5403

October 2000

We acknowledge research support from Statistics Canada and the Social Sciences and Humanities Research Council of Canada. Mr. Finnie acknowledges support from the Applied Research Branch of Human Resources Development Canada. Together we thank Garnett Picot for his support and Michel Villeneuve for exceptional assistance. The authors are solely responsible for the views expressed in the paper.

This paper represents the views of the authors and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

Aussi disponible en français

Table of Contents

I. Introduction 1

II. Existing Evidence 2

III. Data and Empirical Framework 3
- Sample Selection 3
- Empirical Framework 3
- Exogenous Variables in X 5
- Summary Statistics 5
- Demographic Trends Across Cohorts 6

IV. Analysis of Time to First Job 6
- Kaplan-Meier Estimates 6
- Basic Model with Covariates 7
- Stratified Model 8
- The General Model 9
- Comparison with the Stratified Models 10
- Regional Differences in Duration to First Job 10
- Hazard Ratios 11

V. Conclusion 12

Appendix 14

References 21

Abstract

Using three waves (1982, 1986, 1990) of the National Graduate Survey (NGS) we analyze the time it takes graduates of Canadian universities to start a full time job that lasts six months or more. We analyze duration to first job using the Cox proportional hazards model. Our results suggest large differences in the speed of the transition to work both within and between cohorts. They also suggest that the differences in duration to first job across NGS cohorts are not just driven by differences in business cycle conditions at the time of graduation. Over certain segments of duration the patterns of job-starting are similar across cohorts. Within cohorts the differences in the school-to-work transition across certain demographic groups are small, and for some the differences remain stable across cohorts.

Keywords: job search; school-to-work transition; youth in the labour market

I. Introduction

Using three waves (1982, 1986, 1990) of the National Graduate Survey (NGS) we analyze the time it takes graduates of Canadian universities to start a job that lasts six months or more. The size of the NGS samples and the amount of detail available in them enable us to focus attention on graduates with little or no prior labour market experience. This narrow focus sheds new light on how university graduates make the transition from school to the world of work.

Understanding this phase of labour market careers is important for several reasons. First, university education is a long and costly investment. Changes in the time it takes to gain steady employment afterwards have immediate effects on the returns to education and may therefore have long-term consequences for skill accumulation. Second, since young people have more fluid employment statuses, their experiences can also amplify larger trends affecting all workers. The 1980s are thought to have been a period of rapid change in the labour market, and our analysis provides new evidence on this view. Finally, since completion of a university degree appears to fundamentally alter a person's labour market opportunities, unemployment rates and other aggregate statistics that average over new and older graduates do not adequately convey the post-graduation experience. Duration analysis is therefore particularly useful for understanding the school-to-work transition.

The National Graduates Surveys (and Follow-Ups) comprise large, representative sample of those who successfully completed programmes at Canadian colleges and universities over three one-year time periods (1982, 1986, 1990). The databases include information on the educational experiences, early labour market experiences, current job characteristics, and basic demographic information of graduates.[1] The present analysis using the NGS has two advantages and one disadvantage relative to previous work (which is discussed in the next section). First, the three NGS surveys cover three cohorts of the graduating population spanning eight years. Other analyses based on single longitudinal surveys are not able to make such comparisons. Second, since the NGS is a large survey of the graduating population, the number of useful observations is up to ten times that of work using non-specialized surveys. One disadvantage of the NGS is that it does not provide post-graduation labour force status week-by-week, which limits our ability to match previous studies based on other data sources. Changes in the 1990 survey questionnaire also make it difficult to definitively compare duration to first job with the earlier cohorts.

We analyze duration to first job using the Cox proportional hazards model which is introduced in Section III. The Cox framework has complete flexibility in the baseline hazard function, which allows us to isolate differences in the survey questionnaires to some extent. The model lets us focus on two related issues. First, how do patterns in duration to first job differ across cohorts? Second, within cohorts how do the relative chances of starting a real job differ across graduates? In Section IV we present our results in detail. In general our results suggest large differences in the speed of the transition to work both within and between cohorts. They also suggest that the differences in duration to first job across NGS cohorts are not just driven by differences in business cycle conditions at the time of graduation. Our analysis does point to some areas of stability and similarity. Over certain segments of duration the patterns of job-starting are similar

[1] For more information on the NGS and a portrait of the 1990 cohort, see Statistics Canada (1996).

across cohorts. Within cohorts the differences in the school-to-work transition across certain demographic groups are small, and for some the differences remain stable across cohorts.

II. Existing Evidence

There is little existing evidence concerning the school-to-work transition in Canada and little evidence anywhere about how it differs across cohorts of graduates, particularly for post-secondary graduates. Ferrall (1997) compares the school-to-work transition in Canada and the U.S. using the 1986-87 Labour Market Activity Survey (LMAS) and the U.S. National Longitudinal Survey of Youth (NLSY). The average non-working duration for college and university leavers in Canada is 12 weeks and nearly half experience no spell of non-employment. Non-working spells are on average roughly 33% longer for Canadians than Americans.[2]

Eckstein and Wolpin (1995) analyze the school-to-work transition by estimating a search/matching model using the NLSY. The model provides a joint model of accepted wages and search duration. Eckstein and Wolpin find an average duration to full-time job for white university graduates of approximately one month. Using estimates of the search model they find that a job-search subsidy would have a significant effect on mean jobless duration. Ferrall (1997) also finds that the Canadian unemployment insurance (UI) system has an impact on the school-to-work transition even though most people are not covered by UI during the transition. The impact comes through the incentives generated by the UI system to take jobs. Eliminating UI would increase jobless duration for college/university leavers.

These results are based on much looser definitions of a first 'real' job than used in the present analysis based on the NGS.[3] A real job is defined as one that is full-time (usually 30 hours or more per week) and lasts six months or more. Eckstein and Wolpin define a real job to be one in which the person worked in the job every week in a quarter for at least 30 hours each week. Ferrall (1997) defines it to be any job lasting 20 hours or more in one week. In the 1986-87 LMAS, roughly 40% of first full-time working durations so defined end before six months. Most of these transitions to employment would therefore be excluded in the present analysis and would be added to our jobless durations. The consequence is that average duration of the school-to-work transition for the 1986 NGS cohort (most comparable in time to the 1986-87 LMAS) is nearly two years rather than 12 weeks in Ferrall (1997) without the six month requirement. Furthermore, only 14% of our NGS sample hold a real job upon graduation compared to the nearly 50% figure in Ferrall (1997) based on the definition of the first job that does not require it to be long term. These comparisons suggest that the school-to-work transition is complicated and that applying different definitions and methods can lead to further understanding of this important period.

---

[2] Using the same data sets to study youth unemployment durations (not specifically people leaving school), Bowlus (1998) estimates unemployment spells are 15% longer for young Canadians without post-secondary schooling than their American counterparts.

[3] Another difference between our analysis and previous work is that our sample includes people who go back to school after graduation. Most other studies use an *ex-post* definition that the person is not observed to return to school.

III. Data and Empirical Framework

Sample Selection

The National Graduates Surveys and Follow-Ups have been developed by Statistics Canada in conjunction with Human Resources Development Canada. These surveys are representative samples of Canadian post-secondary graduates who completed their programmes in 1982, 1986, and 1990. Respondents are interviewed two and five years after graduation, and the response rates are approximately 80 percent for each of the first interviews and about 90 percent for the second interviews (conditional upon the first interview). However, the 1990 follow-up survey was not available in time for this study.

We selected individuals in the NGS who met the following criteria. First, the degree they achieve in the cohort year is a bachelor's degree or higher, and the degree is higher than their previous degree. To focus on new labour market entrants we included only individuals who report less than one year of work experience and hold no job lasting longer than six months prior to entering the programme. Thus, the typical person in our sample has gone through their post-secondary schooling with at most summer jobs. We included graduates who are age fifty or younger at graduation.

The outcome variable we study is the number of months before a graduate takes a 'real' job. For our purposes, a real job is defined as a full-time job (usually 30 or more hours per week) that lasts six months or longer. The 1982 and 1986 questionnaires ask about this job directly, but the 1990 questionnaire does not. A number of possible job start dates that appear in the 1990 survey can be the correct one to use, but in some cases it is impossible to be certain that a given job qualifies as a real job under our definition. We therefore exercise caution in interpreting differences in duration across cohorts. The details of how we inferred duration to the first real job for the 1990 cohort is described in the appendix.

Empirical Framework

Define:

$M^{*} \equiv$ Month first real job started-month programme completed (1)

M^{*} is the duration of a person's school-to-work transition. We excluded people who held a real job before starting their degree programme. However, a sizeable fraction (14%) of graduates hold real jobs after graduation that they started during their degree programme. Thus, as defined in (1) M^{*} is often a negative number, implying the graduate experienced no period of transition after graduation. Since students can respond to their expected post-graduation situation before graduation, it would be inaccurate to study only positive post-graduate durations. All cases of $M^{*}<0$ are treated as minimum durations. On a technical note, the computer programme used to carry out the duration analysis (Stata) requires that duration variables be coded as positive values. These two considerations lead to the outcome variable we study:

$M \equiv \max\{M^{*}+1,1\}$ (2)

M=1 implies the person experiences no gap between holding a real job and finishing their degree programme.[4]

Our duration analysis is based on the *proportional hazard framework*:[5]
$h(m;z,X,\beta) = Prob(M=m \mid M \geq m) = h_z(m)\exp(X\beta)$. (3)

Here $h(m;z,X\beta)$ is the *hazard rate* out of the transition period and into a real job. That is, it is the probability that a person with characteristics (z,X) who is still in transition at month m will end the transition that period by starting a real job. In the proportional hazards framework, the hazard rate is composed of two factors. The first is the *baseline hazard function* $h_z(m)$ which is a different function of duration for each value of the *stratifying variable* z. In the proportional hazards framework the baseline hazard function is estimated non-parametrically. That is, $h_z(m)$ is estimated as a separate parameter for each value of m at which a spell is completed. The second factor is $\exp(X\beta)$, which depends upon other individual characteristics X and estimated coefficients β. We report estimates based on four different specifications of $h_z(m)$ and a variety of specifications of X. In all cases we report estimated standard errors for β that are robust to heteroscedasticity.[6]

While we define the model in terms of the hazard function $h(m;z,X,\beta)$, it helps to display the results graphically using the *survivor function*:

$S(m;z,X,\beta) = Prob(M > m) = \Pi_{s=1}^{m} (1-h(s;z,X,\beta)$. (4)

This is simply the probability that a spell lasts more than m months.[7] For example, $S(1;z,X\beta)$ is simply the probability that a person does not have a real job at the time of graduation ($M>1$).

The simplest version of (3) is the case that no regressors are included in the X vector. In this case, the hazard function is then identical to the baseline hazard function:

$h_z(m;z,0)=h_z(m)$ (5).

Without regressors the baseline hazard can be estimated using the *Kaplan-Meier estimator*, which provides the maximum likelihood estimator of $h_z(m)$ for each value of m. The Kaplan-Meier estimate of the survivor (or, equivalently, the hazard) function takes into account the right censoring of spells, cases in which we do not see a graduate begin a real job.

---

[4] Adding a constant value to the duration variable has no effect on the models estimated in this paper.

[5] See Kiefer (1988) for a general introduction to duration analysis.

The nature of the NGS data limits our attention to models where the covariates are constant throughout the duration of the school-to-work transition.

[6] Stata's 'robust' option uses the method of Lin and Wei (1989) to compute robust standard errors.

[7] The positive connotation of 'survival' of a jobless spell and the negative connotation of the 'hazard' of starting a job are holdovers from the early use of duration analysis to study life expectancy and failure time of equipment. This also explains the use of 'failure' to denote the completion of a spell.

The NGS is based on a stratified sample across province, degree level, and field of study. Our estimates use the sample weights from the first interview. It is not necessary for us to use the second interview weights which take into account lack of response. When the person failed to be interviewed the second time there are two possibilities. Either the transition was complete by the first interview, so the missing information would not be used, or the transition spell was incomplete and it can simply be marked as incomplete. If the person starts their first full-time job less than six months before the last interview with them, their spell is also considered censored at the start of that job. This is because after that date it is not possible to determine when they began a real first job.

Exogenous Variables in X

All the explanatory variables we use to explain the distribution of M are time invariant for an individual (see Table 1 for a list). The NGS does provide some covariates that change after graduation, including region of residence and marital status as of each interview. However, since it is not known when these variables changed values between interviews, it is not possible to include them as time-varying covariates in the hazard analysis. Furthermore, in the case of region of residence, graduates presumably base the decision to move to a new region partly on their current labour market status. The graduate's location later in the spell cannot therefore be considered exogenous to the graduate's job finding process. Nonetheless, marital status at the first interview and the number of children as of the first interview are included as constant covariates. By treating these variables as exogenous and fixed over duration, we essentially assume that any changes in their values after graduation (and before the first interview) were expected ahead of time and affected duration starting from the date of graduation.

We augment the variables in the NGS with an unemployment rate constructed from series in the Labour Force Survey and merged with the NGS data. We use the unemployment rate for people aged 20-24 for the respondent's sex and region of institution (listed in Table 1) in the graduation month.[8] The usefulness of the available unemployment rate is somewhat limited, because we can already control for institutional region and sex. However, the unemployment rate does pick up extra variation through differences in the date of graduation, and it provides an interaction between region, sex, and graduation date without requiring interaction terms.

Summary Statistics

Table 1 provides summaries of all the variables used in the duration analysis by cohort. Unlike the later tables and estimation results, the statistics in Table 1 are based on unweighted data so as to summarize the information available in the sample for the hazard analysis. Since the sampling weights are not used to create Table 1, cross-cohort trends or population averages should not be inferred from it. The sample contains over 5,000 observations for each cohort, providing a great deal of information about the transition from school to work among 'first time' university graduates. In the 1982 and 1986 cohorts, for which five years of post-graduation information is

[8] It is possible to refine this unemployment rate to be specific to the person's actual age at graduation as well, but this would likely be misleading since our sample is restricted to 'new' labour market entrants. Unemployment rates control for neither prior labour market experience nor years of education. The unemployment rate for older people would therefore be dominated by people with greater experience who left full-time schooling several years earlier than our respondents.

available, roughly 75% of the sample is observed to start a real job. The 52% figure in the 1990 cohort reflects the limit of only eighteen months or so of post-graduate information. For the first two cohorts the average observed duration to first job (not controlling for censoring) is nearly two years. In the 1990 cohort, surveyed about two years after graduation, it is over one year.

Roughly three-quarters of our sample graduated from a four-year bachelor's programme. About one third of the sample is married as of the first interview; very few have children. About 75% were raised in an English-speaking home and 20% in a French-speaking home, leaving 5% raised in other languages. Not many (about 10%) attend a school in a different region than they resided in prior to starting the programme. The average age at graduation is between 23 and 26. Mother's years of education is missing for a fairly large fraction (9%) of respondents.[9] We estimate duration models including and excluding this variable to check whether this missing information may have a major effect on the estimates.

Demographic Trends Across Cohorts

Tables 2 and 3 provide some evidence on how the demographic composition of the graduates in our sample changed across cohorts. These tables use the sampling weights and therefore represent the reference population. The greatest difference across cohorts is the increased proportion of female graduates from 50% in 1982 to 58% in 1990. The other major difference between cohorts is that the average person graduating in 1982 faced an unemployment rate of nearly 16% versus an 11% rate for someone graduating in 1990. Average age at graduation increased only slightly to 24 years of age in 1990. This average age does not account for workers going back to school to learn new skills, since our sampling criteria eliminate those graduates with substantial work experience. Other than the increase in female graduates and the drop in unemployment rates, there is little trend in demographics across cohorts.

Table 3 looks more closely at regional migration. The proportion of people moving before entering their programme and the regional source of graduates barely changed from 1982 to 1990. Only in British Columbia do fewer than 90% of students remain within the province to attend school. A striking 97% of Ontario graduates were in the province before their programme began. Ontario receives about 5% of the students from each of the other regions and 47% of foreign students (of those who remain in Canada to be included in the NGS sample).

IV. Analysis of Time to First Job

Kaplan-Meier Estimates

We begin the analysis by summarizing the distribution of M across cohorts using the Kaplan-Meier survivor function for M, based on the simple proportional hazard model (5). The survivor functions are displayed as curves in Figure 1. The shorter curve for 1990 indicates the end of information coming from the first interview. The relative position of the curves reflects both the different characteristics of graduates across cohorts and any differences in experiences within demographic groups. The population survivor functions for 1982 and 1986 during the first 18 months after graduation are remarkably similar. After this point the 1986 cohort is more likely to start a real job.

[9] Mother's years of education is constructed from several survey questions.

Another way to illustrate this effect is to look at median duration, the amount of time by which half the population has completed the transition to a real job. The median can be seen in Figure 1 where the survivor function reaches the value of 0.50. Median duration is almost identical across cohorts, a little over fifteen months. But for those whose spells go beyond that point the patterns begin to diverge. The median *extra* duration for those lasting past fifteen months can be determined from Figure 1 by looking at where the survivor function reaches 0.25. For the 1986 cohort this figure is an additional 28 months, but for the 1982 cohort it is an additional 37 months.

The 1990 survivor curve in Figure 1 cannot be compared too closely to the earlier cohorts' curves due to the change in the survey instruments. With this caveat in mind, the survival rates are still quite similar from three months to roughly twenty months. This is remarkable considering the differences in unemployment rates that confronted the three cohorts (as shown in Table 2).

Basic Model with Covariates

Our study of the effect other variables have on the duration to the first real job begins with estimates of the basic proportional hazard model:

$$h(m;0,X,\beta) = h_0(m)\exp(X\beta). \quad (6)$$

That is, a common baseline hazard function $h_0(m)$ is estimated for everyone by setting the stratifying variable z equal to 0 for everyone. We allow for cross-cohort differences by including in X dummy variables for the 1982 and 1986 cohorts. Thus a person's cohort affects the hazard rate simply as an element of X. Equation (6) therefore assumes that the relative log-hazard rate between identical people in different cohorts is constant across the transition period. Formally,

$$\ln h_{1982}(m) - \ln h_{1990}(m) = \beta_1$$
$$\ln h_{1986}(m) - \ln h_{1990}(m) = \beta_2$$

Table 4 summarizes the results from estimates of equation (6). We focus only briefly on this model, as it is nested by later specifications. However, some patterns in these results are interesting to discuss and useful to compare with the more flexible specifications. First, in Table 4 we see that the hazard rates for 1986 are statistically significantly higher than the 1990 rates, even when controlling for differences in unemployment rates: people in the 1986 cohort got real jobs sooner than the 1990 cohort. The rates are also greater for the 1982 cohort except for column 2, but in all cases they are not significant. Second, facing a higher unemployment rate at graduation leads to longer duration to the first real job. This is not surprising. However, the unemployment rate (based on sex and institution's region) is not significant when the regional dummies are also included in the model (columns 2, 4 and 5). At the same time, the estimated size of its effect does not drop substantially (from -0.012 in column 3 to -0.008 in column 5).

The estimated coefficients are, for the most part, similar in sign and magnitude across the different specifications in Table 4. Indeed, the only coefficients that change sign are for the unemployment rate and the indicator for the 1982 cohort when regional indicators are included without other demographic variables (column 2). It is therefore straightforward to summarize the patterns in these results. Bachelor's and master's graduates start real jobs at a slower rate (lower hazard rate due to the negative coefficient) than PhD graduates. Female graduates have

lower hazard rates than males, and older graduates have lower rates than younger ones. Married graduates are faster to start real jobs than single ones, but those having children start more slowly than those without. The language the graduate was brought up in does not appear to have a strong effect on the hazard rate, although this result changes in the later specfications. Mother's years of education has a negative effect on the hazard rate. Graduates from outside of Canada and those that moved regions before beginning the program have slower transition speeds than those that attended school in their region.

Stratified Model

In Table 5 we report estimates of a stratified model:

$$h(m;\text{cohort},X\beta) = h_{\text{cohort}}(m)\exp(X\beta). \quad (7)$$

Now z equals the person's cohort. This model allows the baseline hazard function to vary arbitrarily across cohorts as well as across duration.[10] It obviously contains (6) as a special case, where the baseline hazard functions are proportional to each other. However, comparison of the likelihood values is not standard because stratifying the baseline hazard curve introduces a (potentially) infinite number of parameters[11], % which rules out use of the χ^2 distribution for the likelihood ratio statistic. Nonetheless, twice the difference in likelihood values (27864.8) between the two full specifications is large enough to conclude that the data are much better described by stratifying across cohort. Below we carry out a formal test of the stratified model itself.

The improvement in fit between the basic model (6) and the stratified model (7) may be an artifact of the change in the survey instrument in 1990 and the difficulty in identifying the first real job after graduation for that cohort. However, (unreported) estimates of both equations using only the 1982 and 1986 cohorts produce a likelihood ratio statistic of 14817.3, which is also extremely large. (Again, it's not accurate to use the χ^2 distribution to create a p-value for this statistic.)

Figure 1 suggested that durations followed different patterns in 1982 and 1986, but Figure 1 does not account for changes in the demographic composition of the cohorts as Table 5 does. Now, we can confidently conclude that identical individuals in different graduation cohorts did not experience the same duration pattern. Furthermore, the difference between cohorts is not merely proportional, as the basic model (6) assumes. It appears that this statement holds true for 1990 as well, although limitations of the data force this conclusion to be tenuous.

Mother's years of education is included in the last specification of both Tables 4 and 5. It has a strong negative effect on duration, but its value is missing for a number of respondents. However, when mother's education is included none of the other coefficients change sign and

[10] We do not control for unobserved heterogeneity in the hazard rate. This has the well-known effect of creating a bias in hazard rates towards negative duration dependence. However, our focus is not on testing for duration dependence *per se*.

[11] Each value that duration m takes on introduces a new parameter, and m is theoretically unbounded. Given the data, the actual number of restrictions imposed by the basic model is finite. In our case the stratified model adds 95 parameters in net.

only the indicator for moving before the programme changes its statistical significance. Marital status and number of children, the two variables known only at the first interview, are also significant. The other coefficients are not sensitive to their inclusion in the model. Furthermore, the patterns across specifications are very similar in Tables 4 and 5. The pattern of coefficients across specifications in Tables 4 and 5 suggest that the *full* specification in column 5 is satisfactory, and therefore it will be used for the most general specification of the hazard function.

Figure 2 graphs the baseline survivor curves from the stratified model in column 5 of Table 5. Comparing the three cohort's baseline curves must be done with caution. The baseline curve is the survival curve for an observation with an X vector containing all zeros. Since we include variables such as age and mother's education, the level of the curves is itself not empirically relevant. However, since the stratified model restricts the coefficient vector β to be the same across cohorts, the relative position of the three curves does determine the relative survival curve for otherwise identical people in different cohorts.

The baseline survival curves are remarkably similar in shape across the three cohorts, particularly given the major change in the likelihood value when stratifying the model. The one major difference is the much lower survivor curve early in the spell for the 1990 cohort. This appeared in the overall hazards in Figure 1 as well, and it is likely due to the difference in the survey instruments. The survivor curves begin to diverge about six months into the spell, which is earlier than in the overall curves in Figure 1.

The General Model

In Table 6 we report estimates of our most general model:

$$h(m;\text{cohort},X\beta_{\text{cohort}} = h_{\text{cohort}}(m)\exp(X\beta_{\text{cohort}}), \quad (8)$$

which allows both the baseline and the effect of other characteristics to differ across cohorts. With three separate cohorts equation (8) introduces two new coefficients for each element of X, or a total of 40 extra degrees of freedom compared to (7). Since the baseline survivor curve was already stratified by cohort, a comparison between likelihood values for (8) and (7) is standard. The total likelihood value of -113864 for all cohorts in Table 6 leads to an extreme likelihood ratio of 1956 with the comparable model reported in column 5 of Table 5. We can therefore reject the hypothesis of parameter stability across cohorts. The same test based only on the 1982 and 1986 cohorts also leads to clear rejection of the stratified model, so the result is not simply an artifact of the difference in variable construction between 1990 and the earlier cohorts.

Since both the baseline survivor curve and the coefficients differ across cohort in the general model it is difficult to interpret differences in the baseline survivor curves. The level of the baseline curves does not indicate the relative survivor probability for identical individuals in different cohorts since their probabilities are also determined by different coefficient vectors. Therefore, when discussing these results we will focus on the relative position of different demographic groups within cohorts by comparing coefficient estimates.

Comparison with the Stratified Models

Significant differences in hazard rates exist among the three degree levels (PhD is the excluded category). The coefficients for bachelor's and master's graduates in Table 6 are negative and similar to each other in all three cohorts, which indicates that PhDs are the quickest to start real jobs. The gap between PhDs and the other two degrees is much larger in 1986 and 1990 than in 1982. This change across cohorts was masked by the stratified models reported in Tables 4 and 5 which force variables to have the same relative effect on duration in all three cohorts.

A second difference between the general model and the earlier ones is the size of the gender differences in duration. In the stratified models the indicator for females had a negative and significant coefficient in all cases. In the general model the coefficient is smaller in magnitude relative to the other coefficients in the model and is only significant in the 1986 cohort. One possible explanation for this is that the stratified models use the changing proportion of female graduates across cohorts (see Table 2) to help explain more general differences in duration across cohorts. When both the coefficients and the baseline survivor curve are allowed to vary freely the importance of a male-female difference in transition speeds is reduced. Age at graduation also loses its statistical significance in Table 6, but both married and number of children retain theirs.

Some variables gain strength in the general model in explaining the school-to-work transition. The language indicators do not appear very important in Tables 4 and 5, but in Table 6 we see that graduates raised in French households have larger hazard rates than both English-raised graduates and those from other languages.

Regional Differences in Duration to First Job

The model estimated in Table 6 includes controls for region of institution and region of residence before starting the programme, although only the coefficient for whether the person was living abroad before the programme is reported. (Of the nine regional variables, it has the only significant coefficient, including the first two specifications of the model in Tables 4 and 5.) Furthermore, note that in Table 6 the indicator for whether the person moved regions to attend school is insignificant. This variable is not related to any specific regional effect, but rather captures selection by people into regions, for example, if the best students tend to move out of province to attend university. Since its coefficient is insignificant it appears that this type of selection is not important for determining the school-to-work transition.

A formal test for the existence of regional differences (within Canada) in the duration to first job involves a comparison of the estimated model in Table 6 with one in which the eight Canadian regional indicators (for programme and previous residence) are not included in the model. Estimates of that model (not reported here) yield a total likelihood value across cohorts equal to -13880. The χ^2 likelihood ratio statistic with comparison to the model with the regional effects equals 32.62, with 24 degrees of freedom (eight for each of the three cohorts), and the p-value from the distribution is 0.112. Thus, the likelihood ratio is insignificant at both the 5% and 10% levels. We fail to reject the hypothesis that, after controlling for the regional unemployment rate, there are not differences in the duration to first job across regions of the country, in terms of both where the graduates come from and where they study. Furthermore, the local unemployment rate is itself relatively small and insignificant in Table 6 and changes sign in the 1990 cohort. (In the restricted model without regional indicators the unemployment rate is only significant in 1986.)

The indicator for whether the person moved regions is also not significant in any of the cohorts in Table 6.

Overall, there is no compelling evidence that the market for university graduates differs greatly across regions. This is somewhat surprising given the size and economic diversity of the regions of Canada, as well as the differences in the universities within those regions. What appear more important than location are the measured characteristics of the individual, particularly their degree level and family background (which may measure other aspects of the person's ability besides degree) and other personal characteristics that would affect the graduate's willingness to work. The only exception with regards to the lack of regional effects is the significantly slower transition rate for foreign graduates (that is, those outside the country before the programme started). Since people who leave the country before the first interview are not included in this sample, the transition rate among foreign graduates may be subject to stronger sample-selection problems than among domestic graduates. Which direction this selection problem would bias the estimated coefficient on being outside Canada before the programme is not obvious. Discouraged people may choose to return home, tending to leave the most motivated or employable in the sample. On the other hand, foreign students may be searching for jobs inside and outside Canada simultaneously.

Hazard Ratios

The estimated coefficients in the proportional hazard model are not easy to interpret since they appear in the exponent in (3). It is more straightforward to consider the hazard ratio,

$$HR_j = \exp\{\beta_j\},$$

associated with a coefficient β_j. HR_j is the relative hazard rate in all periods when variable j changes by one unit. A value of HR_j of 2 implies the hazard rate doubles with a one unit change in j. A value of 0.5 implies the hazard rate is cut by half. For example, if j is the indicator variable for female then HR_j=2.0 means that females are twice as likely as males to start a real job in every period. A hazard ratio of 1.0 is equivalent to β_j=0 and would imply no difference between males and females in their rates of starting jobs.

Table 7 reports the hazard ratios for selected variables from the general model in Table 6. The variables are listed in descending order according to the average absolute deviation of the hazard ratio from 1.0. For instance, the indicator variable with the greatest relative effect on the hazard ratio is that for master's graduates, relative to PhD graduates. The effect is negative, in the sense that master's degrees have lower hazard ratios and, thus, longer durations to first job. For the 1986 and 1990 the hazard rate for master's graduates is less than half of that for PhD graduates. The next largest impact is between bachelor's and PhDs. These ratios are closer to 1 than for master's which implies that master's students have the longest durations among the three degree levels (holding all other variables constant).

The next largest relative impacts are for foreign graduates. The hazard rate for graduates from outside of Canada are three quarters that of residents. Students from French-speaking households have larger hazard rates that those from other languages. The estimated coefficients for graduates from English-speaking households in Table 6 are significantly negative but

numerically small. This implies their hazard rates are very close to 100% and that the French-speaking hazard is also the relative effect between French- and English-graduates.

Married graduates have quicker transitions than non-married graduates, but those with children have somewhat longer transitions than those without children. Children increase the value of non-market time and would lead to higher reservation wages and consequently longer transitions. While female graduates have lower hazard ratios than their (otherwise identical) male counterparts, the effect is statistically significant only in the 1986 cohort.

Stability of the coefficients across cohorts is clearly rejected by the data in the likelihood ratio tests reported earlier. However, the hazard ratios in Table 7 demonstrate a great deal of qualitative stability. For example, the hazard ratio for graduates from outside of Canada barely changes across cohorts. The only hazard ratio that crosses over 100% is mother's years of education. In the 1982 and 1986 cohorts a more educated mother is associated with faster transitions but a slower transition in 1990. Mother's education may pick up characteristics of the graduate that employers care about, or it may possibly pick up the effect of parent's household income on search costs. The switch in its relative effect may indicate a change in the weighing of these two factors across cohorts.

V. Conclusion

How long does it take university graduates to make the transition from school to work? The answer depends on when you think the transition is complete. The definition employed in this paper is, partly by necessity and partly by design, tighter than what is used in most studies. A person is defined to have made the transition when they have held a full-time job for six months or more. Based on this definition, the transition takes a fairly long time. Although a large fraction of graduates get jobs within a few months, the median duration to the start of the first job is over fifteen months in each graduating cohort.

Did the transition from school to work change from the early 1980s to the early 1990s? Our answer is that it did change in a number of important ways, but not necessarily in a steady trend. In some ways the overall experiences of the 1990 cohort of graduates appear more similar to those in the 1982 cohort than the 1986 cohort. The differences are more pronounced in longer durations, that is for those graduates taking six or more months to make the transition. Our results also indicate that differences in the transition between cohorts are not summarized well by a single number. Instead, to fit the data well we find it necessary to allow the whole pattern of the school-to-work transition to differ across cohorts.

Perhaps more importantly, our results also indicate that the relative duration patterns among demographic groups differed across cohorts. Here, the most striking effect concerns degree level. While PhD graduates experience shorter durations in all three cohorts, the difference is much greater in the 1986 and 1990 cohorts. This suggests a marked change in the market for PhD students since the early 1980s, relative to other graduates.

Our results also suggest some areas of stability across cohorts and similarities across demographic groups. Bachelor's and master's graduates have similar transition rates in all three cohorts. The relative speed of transition across languages and between foreign and resident graduates are also quite similar across cohorts. Furthermore, differences across regions of the

country in the transition to a real job are statistically insignificant in all three cohorts. The hazard rates for female graduates are somewhat lower (i.e. longer durations) than for males but statistically significant only in the 1986 cohort.

These results are consistent with something like a national market for university graduates at each degree level, with possible differences only across language. In general, the major predictors for differences in duration to first job appear to be related more to variables affecting the graduates' costs of job search than the external factors related to a local labour market.

At least three directions for further research are clearly suggested. First, our analysis focuses on the ultimate effect that all possible strategies have on the time spent before starting a real job. Yet during the time between graduation and the start of a real job many people are not looking for work full time. Many people may work part time, return to school, or for some other reason may not be available for work. These outcomes are 'competing' risks with regular employment all during the post-graduation period. The interplay between steady, full time work and other uses of time is one obvious step to take next. The second next step is to study other aspects of post-graduate labour market experience, most notably income and the characteristics of jobs. Betts et. al (1998) and Finnie (1998a and 1998b) analyze these broader aspects of post-graduate experiences for the three recent NGS cohorts. Finally, the NGS also contains graduates of vocational and technical colleges. Comparing their transitions to work with university graduates would be of interest. One would expect that the market for college graduates to exhibit more local differences than appear to operate for university graduates.

Appendix: Identifying First Real Job in the 1990 Cohort

For those not working in June 1992 (at the first interview and the only interview of the 1990 cohort used in this study), the following set of questions was asked:

qC6 In what month and year did you start working at the first job you had after completed your programme?
qC7 Was this a job at which you usually worked 30 or more hours a week?
qC8 Was this a permanent or a temporary position?

If qC7 and qC8 were both answered yes, then this job was considered a potential real job. Although it is not guaranteed that it lasted six months or more it was characterised as a 'permanent' position by the respondent. The duration between its start date and graduation was defined as $D1$ and $M^*=D1$ (see equation 1). The spell was considered complete. If either of these questions was answered no, or there was no first job, then duration was set as June 1992 minus the graduation date, and duration was considered incomplete. However, it is conceivable that there was another job (whether the second or later) that started after graduation, was a real job, but ended before June, 1992. Unfortunately, information about such a job is unavailable for the 1990 cohort. So for some people the duration variable may be too *long* (because another real job began and ended between the first job and June, 1992), or it may be too *short* (because the first job was permanent and full time but did not actually last six months). We rely on the possibility that the number of respondents to whom these special circumstances apply is small and that the under- and over-estimation of duration tend to balance out.

For those respondents holding a job in June 1992 it was possible to determine its start date (call it $D2$) and whether it was full time job. If this job is a 'real' job it can be identified as such, but it is not necessarily the *first* real job. If the job had no breaks associated with it, then qC41 ("Was that job the first job after graduation") was asked. If it was answered yes and if the current job had lasted six months or more then $M^*=D2$. If the current job started less than six months earlier than June 1992, the spell was considered censored as of the start of the job. That is, for current jobs that started within six months of the interview it can only be determined that the first real job began after the start of the current job.

If qC41 was answered no, then a set of questions similar to qC6-qC8 above was asked about the first job after school. If it was permanent and full time, then its duration-to-start was defined as $D3$ and $M^*=D3$. The same caveat applies here as above: for some respondents $D3$ is too short a duration and for others it is too long.

A similar procedure was followed for current jobs that had breaks or if the person was temporarily absent from the current job. In both cases, the person was asked if this was the first job after graduation and if not whether the first job was permanent and full time.

In summary, the variable used in the analysis as duration must be constructed from a set of derived durations. For any particular respondent only one of two durations would apply based on whether the person was employed in June 1992.

Table 1. Summary of Sample by Cohort (Unweighted)

	1982 Cohort: 7090 obs.		1986 Cohort: 9098 obs.		1990 Cohort: 5632 obs.	
	Mean/ Pct	Std. Dev.	Mean/ Pct	Std. Dev.	Mean/ Pct	Std. Dev.
Variable / Values						
M=Months to First Job	23.16	22.11	22.76	21.12	12.72	11.24
Completed Spell	0.72	0.45	0.76	0.43	0.52	0.5
Unemp. Rate at Graduation	16.27	4.72	14.91	4.52	11.58	3.39
Degree Program	3.28	0.53	3.25	0.46	3.45	0.66
Bachelor's %	76		77		64	
Master's %	20		22		26	
PhD %	4		1		9	
Female	0.47	0.5	0.48	0.5	0.53	0.5
Married	0.32	0.47	0.31	0.46	0.36	0.48
Number of Children	0.12	0.44	0.1	0.46	0.19	0.62
Raised in English Household	0.75	0.43	0.78	0.41	0.96	0.18
Raised in French Household	0.2	0.4	0.18	0.39	0.41	0.49
Moved Region before Pro.	0.09	0.29	0.08	0.27	0.12	0.32
Region of Institution (1-5)	2.74	1.21	2.89	1.22	2.71	1.16
Atlantic %	21		18		17	
Quebec %	20		18		26	
Ontario %	32		27		32	
Prairies %	19		28		18	
British Columbia %	8		8		7	
Region before Programme (1-6)	2.8	1.3	2.94	1.27	2.84	1.31
Atlantic %	20		17		17	
Quebec %	22		19		26	
Ontario %	30		27		30	
Prairies %	18		28		17	
British Columbia %	8		8		7	
Outside Canada %	2		2		4	
Age at Graduation	24.16	4.84	23.89	3.99	25.47	5.7
Mother's Years of Education	11.86	3.15	12.18	3.1	12.11	3.45

Note: Atlantic region includes: Newfoundland, New Brunswick, Nova Scotia, and Prince Edward Island.
Prairies region includes: Manitoba, Saskatchewan, and Alberta.

Table 2. Demographic Trends Across Graduate Cohorts

Variable/Values	1982	1986	1990	Overall
Degree Program (pct)				
Bachelor's	91	92	90	91
Master's	7	7	9	8
PhD	1	0	1	1
Female (pct)	50	51	58	53
Mover before Programme (pct)	7	6	8	7
Region of Institution (pct)				
Atlantic	9	9	9	9
Quebec	28	26	27	27
Ontario	44	43	45	44
Prairies	14	15	13	14
British Columbia	6	7	7	6
Mean Age at Graduation	23.5	23.3	24	23.5
Mean Unem. Rate at Graduation	15.9	13.9	10.7	13.8

Note: Data weighted by first interview sampling weight.
Percentages may not total 100 because of rounding.

Table 3. Regional Mobility to Attend University (All Cohorts)

	Region of Institution					
Region before Pro. %	Atlantic	Quebec	Ontario	Prairies	B.C.	Total
Atlantic	92	2	5	1	0	100
Quebec	1	94	5	0	0	100
Ontario	1	1	97	1	0	100
Prairies	0	1	4	93	2	100
British Columbia	1	2	6	6	85	100
Outside Canada	7	24	47	15	8	100
Overall %	9	27	44	14	6	100

Note: Data weighted by first interview sampling weights.

Table 4. Proportional Hazard Models with Common Baseline Hazard Across Cohorts

Variable	1	2	3	4	5
Cohort82	0.021	-0.049	0.024	0.003	0.034
	(0.03)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Cohort86	0.106 *	0.066 *	0.105 *	0.091 *	0.09 *
	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Unemp. Rate at Graduation	-0.009 *	0.0057	-0.012 *	-0.008	-0.008
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Bachelor's	-0.395 *	-0.401 *	-0.433 *	-0.435 *	-0.417 *
	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.08)
Master's	-0.471 *	-0.455 *	-0.458 *	-0.462 *	-0.457 *
	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.08)
Female			-0.148 *	-0.135 *	-0.138 *
			(0.02)	(0.03)	(0.03)
Age at Graduation			-0.014 *	-0.014 *	-0.014 *
			(0.00)	(0.00)	(0.00)
Married			0.174 *	0.18 *	0.181 *
			(0.03)	(0.03)	(0.03)
Number of Children			-0.158 *	-0.154 *	-0.144 *
			(0.03)	(0.03)	(0.03)
Raised in English Household			0.081 *	0.067	0.073
			(0.04)	(0.04)	(0.04)
Raised in French Household			-0.062	-0.048	-0.073
			(0.04)	(0.05)	(0.05)
Mother's Years Education					-0.018 *
					(0.00)
Moved Region before Pro.			-0.169 *	-0.092 *	-0.072
			(0.04)	(0.05)	(0.05)
Outside Canada		-0.41 *		-0.283 *	-0.298 *
		(0.12)		(0.14)	(0.14)
Observations	21712	21452	21395	21395	19584
ln Likelihood	- 142149	-140556	-140071	-140052	-128775

Note: Robust standard errors in parentheses. '*' indicates significance at the 5% level.
Excluded category: cohort90, PhD, male, single, household other language, Atlantic Canada, non-mover.
Columns including 'Outside Canada' also include indicators for other pre-program regions and the institutions' region.

Table 5. Proportional Hazard Models Stratified by Cohort

Variable	1	2	3	4	5
Unemp. Rate at Graduation	-0.009 *	0.0055	-0.013 *	-0.008	-0.008
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Bachelor's	-0.383 *	-0.388 *	-0.419 *	-0.421 *	-0.400 *
	(0.06)	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.07)
Master's	-0.458 *	-0.442 *	-0.444 *	-0.448 *	-0.439 *
	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.07)
Female			-0.152 *	-0.139 *	-0.143 *
			(0.02)	(0.03)	(0.03)
Age at Graduation			-0.014 *	-0.014 *	-0.013 *
			(0.00)	(0.00)	(0.00)
Married			0.174 *	0.179 *	0.181 *
			(0.03)	(0.03)	(0.03)
Number of Children			-0.156 *	-0.153 *	-0.143 *
			(0.03)	(0.03)	(0.03)
Raised in English Household			0.082 *	0.067	0.074
			(0.04)	(0.04)	(0.04)
Raised in French Household			-0.062	-0.048	-0.073
			(0.04)	(0.05)	(0.05)
Mother's Years of Education					-0.018 *
					(0.00)
Moved Region before Pro.			-0.171 *	-0.095 *	-0.075
			(0.04)	(0.05)	(0.05)
Outside Canada		-0.414 *		-0.284 *	-0.300 *
		(0.12)		(0.14)	(0.14)
Observations	21712	21452	21395	21395	19584
ln likelihood	-126935	-125469	-125020	-125001	-114842

Note: See Notes to Table 4.

Table 6. Proportional Hazard Models by Cohort

Variable	1982	1986	1990
Unemp. Rate at Graduation	-0.003	-0.001	0.010
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Bachelor's	-0.284 *	-0.699 *	-0.624 *
	(0.10)	(0.12)	(0.07)
Master's	-0.209 *	-0.790 *	-0.780 *
	(0.10)	(0.12)	(0.06)
Female	-0.061	-0.122 *	-0.021
	(0.05)	(0.03)	(0.04)
Age at Graduation	-0.012	-0.009	-0.007
	(0.01)	(0.00)	(0.01)
Married	0.130 *	0.156 *	0.218 *
	(0.04)	(0.03)	(0.04)
Number of Children	-0.092 *	-0.108 *	-0.198 *
	(0.05)	(0.04)	(0.04)
Raised in English Household	-0.010 *	-0.011 *	-0.021 *
	(0.00)	(0.00)	(0.01)
Raised in French Household	0.282 *	0.173 *	0.179
	(0.08)	(0.06)	(0.11)
Mother's Years of Education	0.123	0.164 *	-0.111 *
	(0.09)	(0.07)	(0.05)
Moved Region before Pro.	-0.119	-0.064	0.084
	(0.07)	(0.05)	(0.07)
Outside Canada	-0.292	-0.303 *	-0.347 *
	(0.17)	(0.13)	(0.16)
Observations	5786	8418	5380
ln likelihood	-36175	-54870	-22818

Note: See notes to Table 4.

Table 7. Selected Hazard Ratios for Table 6

Variable	1982	1986	1990
Master's	81% *	45% *	46% *
Bachelor's	75% *	50% *	54% *
Outside Canada	75%	74% *	71% *
Raised in French Household	133% *	119% *	120%
Married	114% *	117% *	124% *
Mother's Years of Education	113%	118% *	89% *
Number of Children	91% *	90% *	82% *
Female	94%	89% *	98%

Note: Hazard Ratio = exp(coefficient in Table 6).

* indicates coefficient in Table 6 is significant at 5% level

Variables are sorted by average of abs(HR-1) across cohorts

Figure 1. Cohort Survival Curves, population weighted

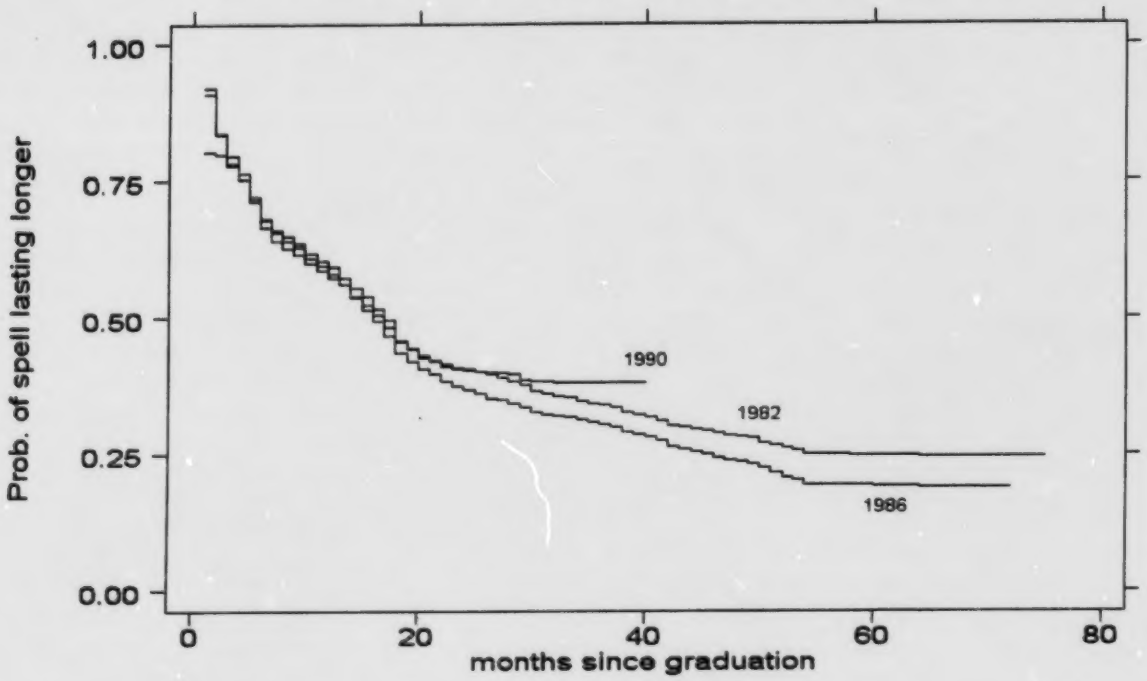
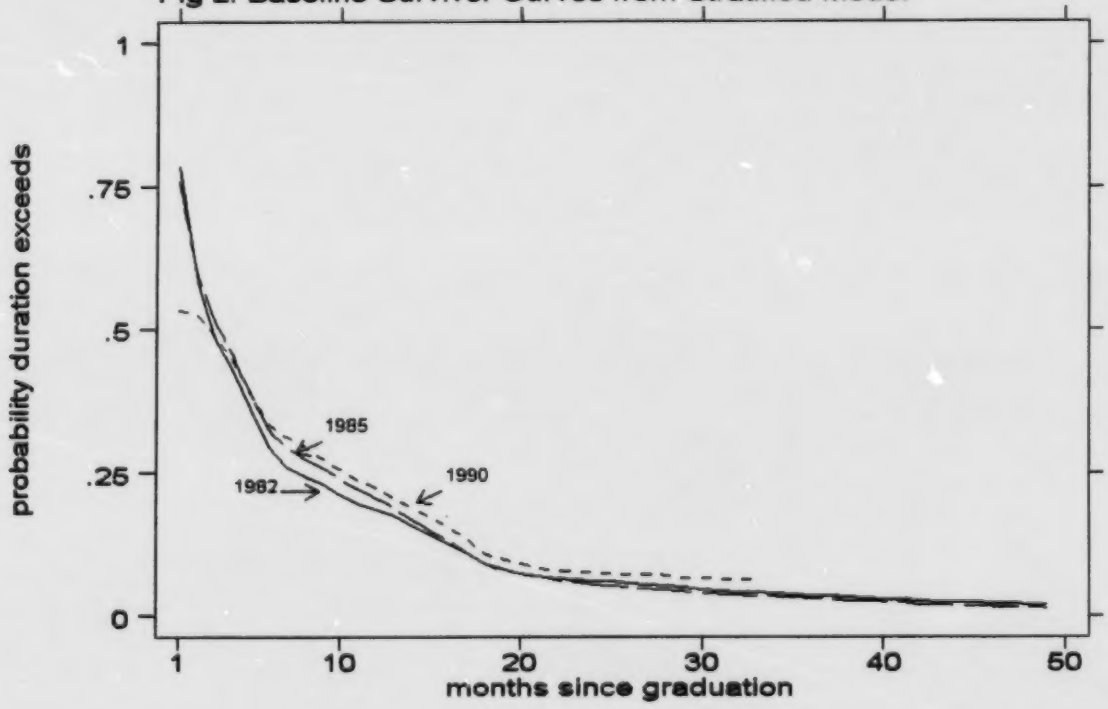


Fig 2. Baseline Survivor Curves from Stratified Model



References

Betts, Julian, Christopher Ferrall and Ross Finnie. 1998. "The Role of University Quality in Determining Post-Graduate Outcomes: Panel Evidence from Three Recent Canadian Cohorts," work in progress.

Bowlus, Audra. 1998. "U.S. Canadian Unemployment Rate and Wage Differences Among Young, Low Skilled Workers in the 1980s," forthcoming, *Canadian Journal of Economics*.

Eckstein, Zvi and Kenneth I. Wolpin. 1995. "Duration to First Job and the Return to Schooling: Estimates from a Search-Matching Model," *Review of Economic and Statistics* 62, 263-286.

Ferrall, Christopher. 1997. "Unemployment Insurance Eligibility and the Transition from School to Work in Canada and the United States," *Journal of Business and Economic Statistics 15*, 2, April, 115-129.

Finnie, Ross. 1998a. "Process Not Event: A Longitudinal Analysis of the School-to-Work Transition of Canadian Post-Secondary Graduates," work in progress.

Finnie, Ross. 1998b. "Holding Their Own: The Employment Patterns and Earnings of Canadian Post-Secondary Graduates in the 1980s and 1990s", work in progress.

Kiefer, N. 1988. "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 26, 649-79.

Lin, D. Y. and L. J. Wei. 1989. "The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model", *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1074-78.

Statistics Canada 1996. *The Class Of 90: A compendium of findings from the 1992 National Graduates Survey of 1990 Graduates*, Catalogue No. 81-577-XPE.

ANALYTICAL STUDIES BRANCH
RESEARCH PAPER SERIES

No. 1 *Behavioural Response in the Context of Socio-Economic Microanalytic Simulation,* **Lars Osberg** **(April 1986)**

No. 2 *Unemployment and Training,* **Garnett Picot** **(1987)**

No. 3 *Homemaker Pensions and Lifetime Redistribution,* **Michael Wolfson** **(August 1987)**

No. 4 *Modeling the Lifetime Employment Patterns of Canadians,* **Garnett Picot** **(Winter 1986)**

No. 5 *Job Loss and Labour Market Adjustment in the Canadian Economy,* **Garnett Picot and Ted Wannell** **(1987)**

No. 6 *A System of Health Statistics: Toward a New Conceptual Framework for Integrating Health Data,* **Michael C. Wolfson** **(March 1990)**

No. 7 *A Prototype Micro-Macro Link for the Canadian Household Sector,* **Hans J. Adler and Michael C. Wolfson** **(August 1987)**

No. 8 *Notes on Corporate Concentration and Canada's Income Tax,* **Michael C. Wolfson** **(October 1987)**

No. 9 *The Expanding Middle: Some Canadian Evidence on the Deskilling Debate,* **John Myles** **(Fall 1987)**

No. 10 *The Rise of the Conglomerate Economy,* **Jorge Niosi** **(1987)**

No. 11 *Energy Analysis of Canadian External Trade: 1971 and 1976,* **K.E. Hamilton** **(1988)**

No. 12 *Net and Gross Rates of Land Concentration,* **Ray D. Bollman and Philip Ehrensaft** **(1988)**

No. 13 *Cause-Deleted Life Tables for Canada (1972 to 1981): An Approach Towards Analyzing Epidemiological Transition,* **Dhruva Nagnur and Michael Nagrodski** **(November 1987)**

No. 14 *The Distribution of the Frequency of Occurrence of Nucleotide Subsequences, Based on Their Overlap Capability,* **Jane F. Gentleman and Ronald C. Mullin** **(1988)**

No. 15 *Immigration and the Ethnolinguistic Character of Canada and Quebec,* **Réjean Lachapelle** **(1988)**

No. 16 *Integration of Canadian Farm and Off-Farm Markets and the Off-Farm Work of Women, Men and Children,* **Ray D. Bollman and Pamela Smith** **(1988)**

No. 17 *Wages and Jobs in the 1980s: Changing Youth Wages and the Declining Middle,* **J. Myles, G. Picot and T. Wannell** **(July 1988)**

No. 18 *A Profile of Farmers with Computers,* **Ray D. Bollman** **(September 1988)**

No. 19 *Mortality Risk Distributions: A Life Table Analysis,* **Geoff Rowe** **(July 1988)**

No. 20 *Industrial Classification in the Canadian Census of Manufactures: Automated Verification Using Product Data,* **John S. Crysdale** **(January 1989)**

No. 21 *Consumption, Income and Retirement,* **A.L. Robb and J.B. Burbridge** **(1989)**

No. 22 *Job Turnover in Canada's Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (Summer 1989)**

No. 23 *Series on The Dynamics of the Competitive Process,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1990)**

A. *Firm Entry and Exit Within the Canadian Manufacturing Sector.*
B. *Intra-Industry Mobility in the Canadian Manufacturing Sector.*
C. *Measuring Entry and Exit in Canadian Manufacturing: Methodology.*
D. *The Contribution of the Competitive Process to Productivity Growth: The Role of Firm and Plant Turnover.*
E. *Mergers and the Competitive Process.*
F. *n/a*
G. *Concentration Statistics as Predictors of the Intensity of Competition.*
H. *The Relationship Between Mobility and Concentration for the Canadian Manufacturing Sector.*

No. 24 *Mainframe SAS Enhancements in Support of Exploratory Data Analysis,* **Richard Johnson, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1989)**

No. 25 *Dimensions of Labour Market Change in Canada: Intersectoral Shifts, Job and Worker Turnover,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1989)**

No. 26 *The Persistent Gap: Exploring the Earnings Differential Between Recent Male and Female Postsecondary Graduates,* **Ted Wannell (1989)**

No. 27 *Estimating Agricultural Soil Erosion Losses From Census of Agriculture Crop Coverage Data,* **Douglas F. Trant (1989)**

No. 28 *Good Jobs/Bad Jobs and the Declining Middle: 1967-1986,* **Garnett Picot, John Myles, Ted Wannel (1990)**

No. 29 *Longitudinal Career Data for Selected Cohorts of Men and Women in the Public Service, 1978-1987,* **Garnett Picot and Ted Wannell (1990)**

No. 30 *Earnings and Death-Effects Over a Quarter Century,* **Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1990)**

No. 31 *Firm Response to Price Uncertainty: Tripartite Stabilization and the Western Canadian Cattle Industry,* **Theodore M. Horbulyk (1990)**

No. 32 *Smoothing Procedures for Simulated Longitudinal Microdata,* **Jane F. Gentleman,Dale Robertson and Monica Tomiak (1990)**

No. 33 *Patterns of Canadian Foreign Direct Investment Abroad,* **Paul K. Gorecki (1990)**

No. 34 *POHEM - A New Approach to the Estimation of Health Status Adjusted Life Expectancy,* **Michael C. Wolfson (1991)**

No. 35 *Canadian Jobs and Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less?,* **René Morissette (1991)**

No. 36 *Distinguishing Characteristics of Foreign High Technology Acquisitions in Canada's Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1991)**

No. 37 *Industry Efficiency and Plant Turnover in the Canadian Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin (1991)**

No. 38 *When the Baby Boom Grows Old: Impacts on Canada's Public Sector,* **Brian B. Murphy and Michael C. Wolfson (1991)**

No. 39 *Trends in the Distribution of Employment by Employer Size: Recent Canadian Evidence,* **Ted Wannell (1991)**

No. 40 *Small Communities in Atlantic Canada: Their Industrial Structure and Labour Market Conditions in the Early 1980s,* **Garnett Picot and John Heath (1991)**

No. 41 *The Distribution of Federal/Provincial Taxes and Transfers in Rural Canada,* **Brian B. Murphy (1991)**

No. 42 *Foreign Multinational Enterprises and Merger Activity in Canada,* **John Baldwin and Richard Caves (1992)**

No. 43 *Repeat Users of the Unemployment Insurance Program,* **Miles Corak (1992)**

No. 44 *POHEM -- A Framework for Understanding and Modeling the Health of Human Populations,* **Michael C. Wolfson (1992)**

No. 45 *A Review of Models of Population Health Expectancy: A Micro-Simulation Perspective,* **Michael C. Wolfson and Kenneth G. Manton (1992)**

No. 46 *Career Earnings and Death: A Longitudinal Analysis of Older Canadian Men,* **Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman and Monica Tomiak (1992)**

No. 47 *Longitudinal Patterns in the Duration of Unemployment Insurance Claims in Canada,* **Miles Corak (1992)**

No. 48 *The Dynamics of Firm Turnover and the Competitive Process,* **John Baldwin (1992)**

No. 49 *Development of Longitudinal Panel Data from Business Registers: Canadian Experience,* **John Baldwin, Richard Dupuy and William Penner (1992)**

No. 50 *The Calculation of Health-Adjusted Life Expectancy for a Canadian Province Using a Multi-Attribute Utility Function: A First Attempt,* **J.-M. Berthelot, R. Roberge and M.C. Wolfson (1992)**

No. 51 *Testing the Robustness of Entry Barriers,* **J.R. Baldwin and M. Rafiquzzaman (1993)**

No. 52 *Canada's Multinationals: Their Characteristics and Determinants,* **Paul K. Gorecki (1992)**

No. 53 *The Persistence of Unemployment: How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits?,* **Miles Corak, Stephen Jones (1993)**

No. 54 *Cyclical Variation in the Duration of Unemployment Spells,* **Miles Corak (1992)**

No. 55 *Permanent Layoffs and Displaced Workers: Cyclical Sensitivity, Concentration, and Experience Following the Layoff,* **Garnett Picot and Wendy Pyper (1993)**

No. 56 *The Duration of Unemployment During Boom and Bust,* **Miles Corak (1993)**

No. 57 *Getting a New Job in 1989-90 in Canada,* **René Morissette (1993)**

No. 58 *Linking Survey and Administrative Data to Study Determinants of Health,* **P. David, J.-M. Berthelot and C. Mustard (1993)**

No. 59 *Extending Historical Comparability in Industrial Classification,* **John S. Crysdale (1993)**

No. 60 *What is Happening to Earnings Inequality in Canada?,* **R. Morissette, J. Myles and G. Picot (June 1994)**

No. 61 *Structural Change in the Canadian Manufacturing Sector, (1970-1990),* **J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1994)**

No. 62 *Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labour Market: An Overview,* **Miles Corak (January 1994)**

No. 63 *Recent Youth Labour Market Experiences in Canada,* **Gordon Betcherman and René Morissette (July 1994)**

No. 64 *A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States,* **John Baldwin, Timothy Dunne and John Haltiwanger (July 1994)**

No. 65 *What is Happening to Weekly Hours Worked in Canada?,* **René Morissette and Deborah Sunter (June 1994)**

No. 66 *Divergent Inequalities -- Theory, Empirical Results and Prescriptions,* **Michael C. Wolfson (May 1995)**

No. 67 *XEcon: An Experimental / Evolutionary Model of Economic Growth,* **Michael C. Wolfson (June 1995)**

No. 68 *The Gender Earnings Gap Among Recent Postsecondary Graduates, 1984-92,* **Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)**

No. 69 *A Look at Employment-Equity Groups Among Recent Postsecondary Graduates: Visible Minorities, Aboriginal Peoples and the Activity Limited,* **Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)**

No. 70 *Employment Generation by Small Producers in the Canadian Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Garnett Picot (November 1994)**

No. 71 *Have Small Firms Created a Disproportionate Share of New Jobs in Canada? A Reassessment of the Facts,* **Garnett Picot, John Baldwin and Richard Dupuy (November 1994)**

No. 72 *Selection Versus Evolutionary Adaptation: Learning and Post-Entry Performance,* **J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (May 1995)**

No. 73 *Business Strategies in Innovative and Non-Innovative Firms in Canada,* **J. Baldwin and J. Johnson (February 1995)**

No. 74 *Human Capital Development and Innovation: The Case of Training in Small and Medium Sized-Firms,* **J. Baldwin and J. Johnson (March 1995)**

No. 75 *Technology Use and Industrial Transformation: Emprirical Perspectives,* **John Baldwin, Brent Diverty and David Sabourin (August 1995)**

No. 76 *Innovation: The Key to Success in Small Firms,* **John R. Baldwin (February 1995)**

No. 77 *The Missing Link: Data on the Demand side of Labour Markets,* **Lars Osberg (April 1995)**

No. 78 *Restructuring in the Canadian Manufacturing Sector from 1970 to 1990: Industry and Regional Dimensions of Job Turnover,* **J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1995)**

No. 79 *Human Capital and the Use of Time,* **Frank Jones (June 1995)**

No. 80 *Why Has Inequality in Weekly Earnings Increased in Canada?,* **René Morissette (July 1995)**

No. 81 *Socio-Economic Statistics and Public Policy: A New Role For Microsimulation Modeling,* **Michael C. Wolfson (July 1995)**

No. 82 *Social Transfers, Changing Family Structure, and Low Income Among Children,* ***Garnett Picot and John Myles (September 1995)***

No. 83 *Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (October 1995)***

No. 84 *The Duration of Unemployment: A User Guide,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (December 1995)***

No. 85 *Advanced Technology Use in Manufacturing Establishments,* ***John R. Baldwin and Brent Diverty (November 1995)***

No. 86 *Technology Use, Training and Plant-Specific Knowledge in Manufacturing Establishments,* ***John R. Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1995)***

No. 87 *Productivity Growth, Plant Turnover and Restructuring in the Canadian Manufacturin Sector,* ***John R. Baldwin (November 1995)***

No. 88 *Were Small Producers the Engines of Growth in the Canadian Manufacturing Sector in the 1980s?,* ***John R. Baldwin (October 1996)***

No. 89 *The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (January 1996)***

No. 90 *The Evolution of Payroll Taxes in Canada: 1961 - 1993,* ***Zhengxi Lin, Garnett Picot and Charles Beach (February 1996)***

No. 91 *Project on Matching Census 1986 Database and Manitoba Health Care Files: Private Households Component,* ***Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David, Cam Mustard, L. Roos and M.C. Wolfson (March 1996)***

No. 92 *Technology-induced Wage Premia in Canadian Manufacturing Plants during the 1980's,* ***John Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1996)***

No. 93 *Job Creation by Company Size Class: Concentration and Persistence of Job Gains and Losses in Canadian Companies,* ***Garnett Picot and Richard Dupuy (April 1996)***

No. 94 *Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada,* ***René Morissette and Charles Bérubé (July 1996)***

No. 95 *Changes in Job Tenure and Job Stability in Canada,* ***Andrew Heisz (November 1996)***

No. 96 *Are Canadians More Likely to Lose Their Jobs in the 1990s?,* ***Garnett Picot and Zhengxi Lin (August 6, 1997)***

No. 97 *Unemployment in the Stock and Flow,* ***Michael Baker, Miles Corak and Andrew Heisz (September 1996)***

No. 98 *The Effect of Technology and Trade on Wage Differentials Between Nonproduction and Production Workers in Canadian Manufacturing,* ***John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (May 1998)***

No. 99 *Use of POHEM to Estimate Direct Medical Costs of Current Practice and New Treatments Associated with Lung Cancer in Canada,* ***C. Houle, B.P. Will, J.-M. Berthelot, Dr. W.K. Evans (May 1997)***

No. 100 *An Experimental Canadian Survey That Links Workplace Practices and Employee Outcomes: Why it is Needed and How it Works,* ***Garnett Picot, Ted Wannell (May 1997)***

No. 101 *Innovative Activity in Canadian Food Processing Establishments: The Importance of Engineering Practices,* ***John Baldwin and David Sabourin (November 1999)***

No. 102 Differences in Strategies and Performances of Different Types of Innovators, ***John R. Baldwin and Joanne Johnson (December 1997)***

No. 103 Permanent Layoffs in Canada: Overview and Longitudinal Analysis, ***Garnett Picot, Zhengxi Lin and Wendy Pyper (September, 1997)***

No. 104 Working More? Working Less? What do Canadian Workers Prefer?, ***Marie Drolet and René Morissette (May 20, 1997)***

No. 105 Growth of Advanced Technology Use in Canadian Manufacturing During the 1990's, by ***John Baldwin, Ed Rama and David Sabourin (December 14, 1999)***

No. 106 Job Turnover and Labour Market Adjustment in Ontario from 1978 to 1993, by ***Zhengxi Lin and Wendy Pyper (1997)***

No. 107 The Importance of Research and Development for Innovation in Small and Large Canadian Manufacturing Firms, ***John R. Baldwin (September 24, 1997)***

No. 108 International Competition and Industrial Performance: Allocative Efficiency, Productive Efficiency, and Turbulence, ***John R. Baldwin and Richard E. Caves (October 1997)***

No. 109 The Dimensions of Wage Inequality among Aboriginal Peoples, ***Rachel Bernier (December 1997)***

No. 110 Trickling Down or Fizzling Out? Economic Performance, Transfers, Inequality and Low Income, ***Myles Zyblock and Zhengxi Lin (December 10, 1997)***

No. 111 Corporate Financial Leverage: A Canada - U.S. Comparison, 1961-1996, ***Myles Zyblock (December 1997)***

No. 112 An explanation of the Increasing Age Premium, ***Constantine Kapsalis (July 1998)***

No. 113 The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data, ***Miles Corak and Andrew Heisz (October, 1998)***

No. 114 Foreign-Born vs Native-Born Canadians: A Comparison of Their Inter-Provincial Labour Mobility, ***Zhengxi Lin (September 1998)***

No. 115 Living Arrangements and Residential Overcrowding: the situation of older immigrants in Canada, 1991, ***K.G. Basavarajappa (September 1998)***

No. 116 What is Happening to Earnings Inequality and Youth Wages in the 1990s?, ***Garnett Picot (July 1998)***

No. 117 The Determinants of the Adoption Lag for Advanced Manufacturing Technologies, ***John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (August 1998)***

No. 118 Labour Productivity Differences Between Domestic and Foreign-Controlled Establishments in the Canadian Manufacturing Sector, ***John R. Baldwin and Naginder Dhaliwal (March 1, 2000)***

No. 119 Technology Adoption: A Comparison Between Canada and the United States, ***John R. Baldwin and David Sabourin (August 1998)***

No. 120 Are There High-Tech Industries or Only High-Tech Firms? Evidence From New Technology-Based firms, ***John R. Baldwin and Guy Gellatly (December 1998)***

No. 121 A Portrait of Entrants and Exits, ***John R. Baldwin (June 1999)***

No. 122 *Determinants of Innovative Activity in Canadian Manufacturing Firms: The Role of Intellectual Property Right,* ***John R. Baldwin, Petr Hanel and David Sabourin (March 7, 2000)***

No. 123 *Innovation and Training in New Firms* ***John R. Baldwin (November 2000)***

No. 124 *New Views on Inequality Trends in Canada and the United States,* ***Michael C. Wolfson and Brian B. Murphy (August 1998 and October 1999 (paper)***

No. 125 *Employment Insurance in Canada: Recent Trends and Policy Changes,* ***Zhengxi Lin (September 1998)***

No. 126 *Computers, Fax Machines and Wages in Canada: What Really Matters?,* ***René Morissette and Marie Drolet (October 1998)***

No. 127 *Understanding the Innovation Process: Innovation in Dynamic Service Industries,* ***Guy Gellatly and Valerie Peters (December 1999)***

No. 128 *Recent Canadian Evidence on Job Quality by Firm Size,* ***Marie Drolet and René Morissette (November 1998)***

No. 129 *Distribution, Inequality and Concentration of Income Among Older Immigrants in Canada, 1990 ,* ***K.G. Basavarajappa (April 1999)***

No. 130 *Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records,* ***Michael Baker and Gary Solon (February 1999)***

No. 131 *The Returns to Education, and the Increasing Wage Gap Between Younger and Older Workers,* ***C. Kapsalis, R. Morissette and G. Picot (March 1999)***

No. 132 *Why Do Children Move Into and Out of Low Income: Changing Labour Market Conditions or Marriage and Divorce?,* ***G. Picot, M. Zyblock and W. Pyper (March 1999)***

No. 133 *Rising Self-Employment in the Midst of High Unemployment: An Empirical Analysis of Recent Developments in Canada,* ***Zhengxi Lin, Janice Yates and Garnett Picot (March 1999)***

No. 134 *The Entry and Exit Dynamics of Self-Employment in Canada,* ***Zhengxi Lin, Garnett Picot and Janice Yates (March 1999)***

No. 135 *Death and Divorce: The Long-term Consequences of Parental Loss on Adolescents,* ***Miles Corak (June 9, 1999)***

No. 136 *In progress* ***(Frank Jones)***

No. 137 *Innovation, Training and Success,* ***John Baldwin (October 1999)***

No. 138 *The Evolution of Pension Coverage of Young and Older Workers in Canada,* ***René Morissette and Marie Drolet (December 1999)***

No. 139 *Import Competition and Market Power: Canadian Evidence,* ***Aileen J. Thompson (April 2000)***

No. 140 *Gender Composition and Wages: Why is Canada Different from the United States,* ***Michael Baker and Nicole Fortin (August 2000)***

No. 141 *The Transition to Work for Canaddian University Graduates: Time to First Job, 1982-1990,* ***Julian Betts, Christopher Ferrall and Ross Finnie (December 2000)***

No. 142 *Who Moves? A Panel Logit Model Analysis of Interprovincial Migration in Canada,* **Ross Finnie (August 2000)**

No. 143 *Differences in Innovator and Non-Innovator Profiles: Small Establishments in Business Services,* **Guy Gellatly (December 1999)**

No. 144 *Social Transfers, Earnings and Low-Income Intensity Among Canadian Children, 1981-1996: Highlighting Recent Development in Low-Income Measurement,* **John Myles and Garnett Picot (March 2000)**

No. 145 *How Much of Canada's Unemployment is Structural?,* **Lars Osberg and Zhengxi Lin (October 2000)**

No. 146 *To What Extent Are Canadians Exposed to Low-Income?,* **René Morissette and Marie Drolet (April, 2000)**

No. 147 *The Maturation of Canada's Retirement Income System: Income Levels, Income Inequality and Low-Income among the Elderly,* **John Myles (March 6, 2000)**

No. 148 *The Performance of the 1990s Canadian Labour Market,* **Garnett Picot and Andrew Heisz (April, 2000)**

No. 149 *Payroll Taxes in Canada Revisited: Structure, Statutory Parameters, and Recent Trends* **Zhengxi Lin (December 2000)**

No. 150 *Patterns of Corporate Diversification in Canada: An Empirical Analysis,* **John R. Baldwin, Desmond Beckstead,Guy Gellatly and Alice Peters (June, 2000)**

No. 151 *Multinationals and the Canadian Innovation Process,* **John R. Baldwin and Petr Hanel (June, 2000)**

No. 152 *Rural Youth: Stayers, Leavers and Return Migrants,* **Richard Dupuy, Francine Mayer and René Morissette (September 5, 2000)**

No. 153 *Female Employment Rates and Labour Market Attachment in Rural Canada,* **Euan Phimster, Esperanza Vera Toscano, Alfons Weersink (December 2000)**

No. 154 *Training as a Human Resource Strategy: The Response to Staff Shortages and Technological Change,* **John R. Baldwin and Valerie Peters (Forthcoming)**

No. 155 *Job Tenure, Worker Mobility and the Youth Labour Market during the 1990s,* **G. Picot, A. Heisz and A. Nakamura(December 2000)**

No. 156 *The Impact of International Trade on the Wages of Canadians,* **Omar Zakhilwal (December 2000)**

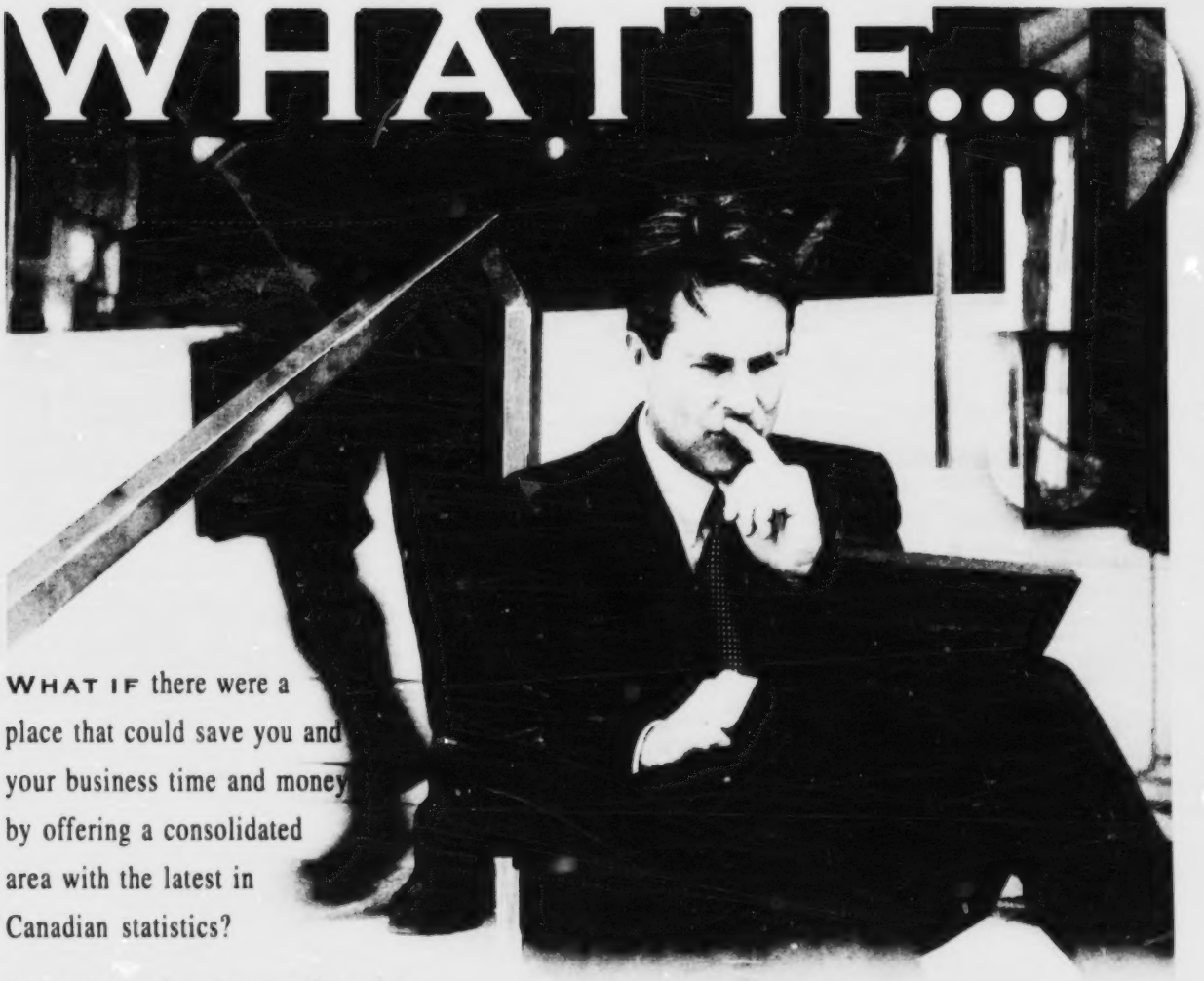
No. 157 *The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap,* **Marie Drolet (December 2000)**

No. 158 *In Search of Intergenerational Credit Constraints Among Canadian Men: Quantile Versus Mean Regression Tests for Binding Crefdit Constraints,* **Nathan D. Grawe (December 2000)**

No. 159 *Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden,* **Miles Corak, Bjorn Gustaffson and Torun Osterberg (December 2000)**

No. 160 *Neighbourhood Inequality in Canadian Cities,* **John Myles, Garnett Picot and Wendy Pyper (December 12, 2000)**

WHAT IF...



WHAT IF there were a place that could save you and your business time and money by offering a consolidated area with the latest in Canadian statistics?

WHAT IF there were a place that offered accessible and reliable data on an assortment of current hot topics on Canadian social and economic themes?

WHAT IF there were a place where analysis experts that know your markets could provide you with advice and customized data at your fingertips?

WHAT IF there were such a place?

THERE IS SUCH A PLACE.

www.statcan.ca

BUILT FOR BUSINESS

The official source of Canadian statistics
All the time — All in one place

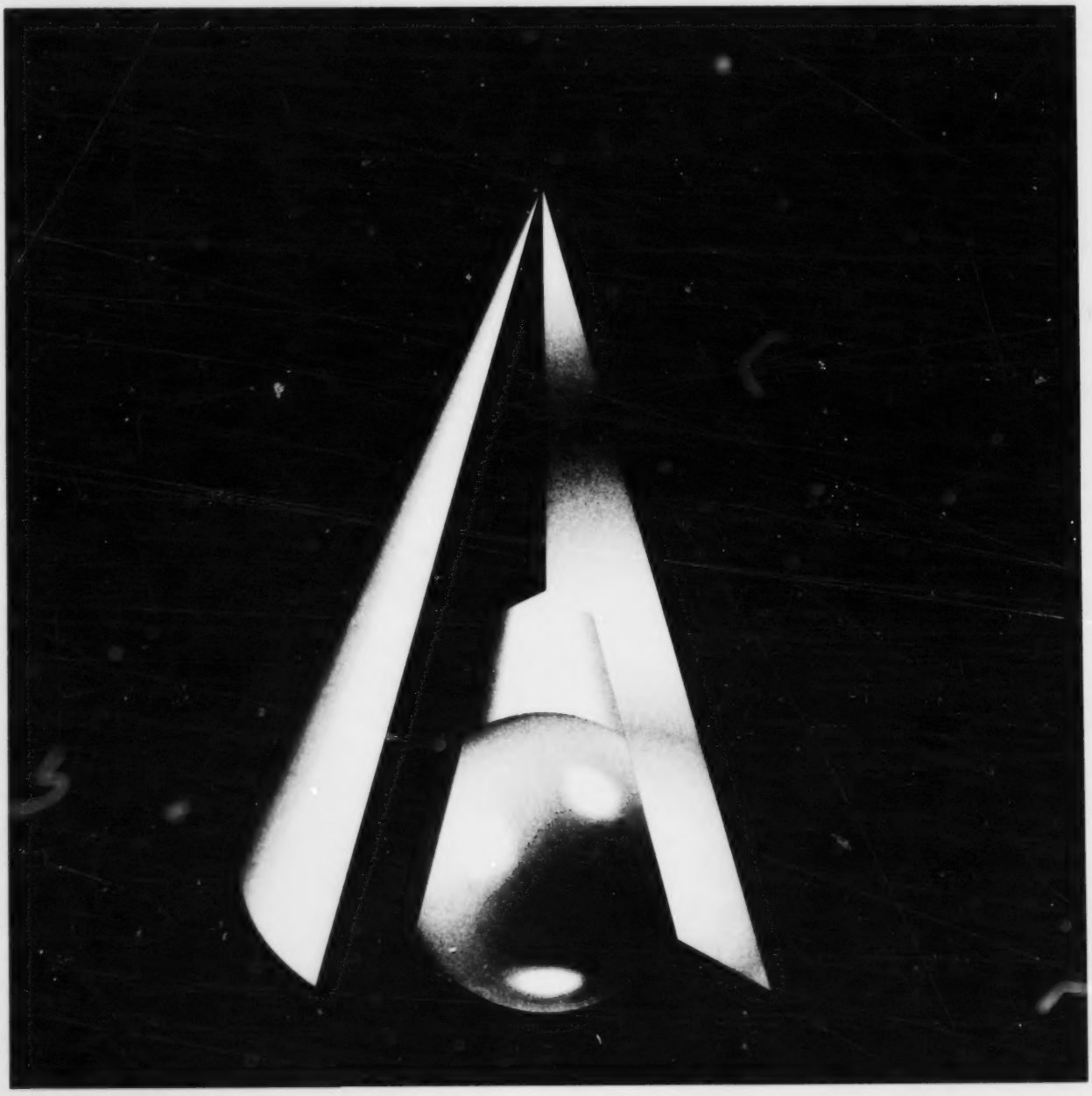
Documents de recherche

Direction des études analytiques

Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990

par Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie

N° 141



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytique permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Elle a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les gens à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. On trouvera la liste des parutions à l'intérieur de la couverture arrière.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez vous procurer une copie du document par Internet : *www.statcan.ca.*

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez communiquer avec :

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
24^{e} étage, immeuble R.-H.-Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-6325

Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990

par

Julian Betts*, Christopher Ferrall et Ross Finnie*****

N° 141

11F0019MPF N° 141

ISSN :
ISBN :

Prix : 5 $ le numéro, 25 $ par an

Analyse des entreprises et du marché du travail
25-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6
*Université de Californie à San Diego
**Université Queen's
***Université Queen's et Statistique Canada : (613) 951-3962
Numéro de télécopieur : (613) 951-5403

Octobre 2000

Nous remercions Statistique Canada et le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada de l'aide apportée à ces travaux de recherche. M. Finnie remercie également de son soutien la Direction générale de la recherche appliquée de Développement des ressources humaines Canada. Les trois auteurs désirent enfin témoigner leur gratitude à Garnett Picot pour son appui et à Michel Villeneuve pour son apport exceptionnel. Les auteurs sont seuls responsables des vues exprimées dans le présent document.

Celui-ci expose les opinions des auteurs, qui ne sont pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction 1

II. Données disponibles 2

III. Données et cadre empirique 3
- Échantillonnage 3
- Cadre empirique 4
- Variables exogènes en X 5
- Statistiques sommaires 6
- Tendances démographiques entre cohortes 7

IV. Analyse de la durée de recherche d'un premier emploi 7
- Estimations de Kaplan-Meier 7
- Modèle de base avec covariables 8
- Modèle stratifié 9
- Modèle général 10
- Comparaison avec les modèles stratifiés 11
- Différences régionales de durée de recherche d'un premier emploi 11
- Taux de hasard 12

V. Conclusion 14

Annexe 16

Bibliographie 24

Résumé

À l'aide des données de trois reprises (1982, 1986 et 1990) de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END), nous analyserons, à l'aide du modèle des hasards proportionnels de Cox, le temps que prennent les diplômés des universités canadiennes à occuper un emploi à temps plein qui dure au moins six mois. D'après nos résultats, la rapidité du passage des études au travail varierait amplement dans et entre les cohortes. Il semblerait aussi que les différences de durée de recherche d'un premier emploi entre les cohortes END ne tiennent pas uniquement à des différences de conjoncture économique au moment de l'obtention du diplôme. Pour certaines tranches de durée, les tendances de l'occupation d'un premier emploi se ressemblent entre les cohortes. À l'intérieur de ces dernières, on relève des différences ténues de passage des études au travail entre certains groupes démographiques et, dans quelques cas, les écarts sont stables de cohorte en cohorte.

Mots clés : Recherche d'un emploi, passage des études au travail, les jeunes et le marché du travail

I. Introduction

À l'aide des données de trois reprises (1982, 1986 et 1990) de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END), nous analyserons le temps que prennent les diplômés des universités canadiennes à occuper un emploi qui dure au moins six mois. La taille des échantillons END et leur richesse descriptive nous permettent de nous attacher aux diplômés ayant peu ou guère d'expérience du marché du travail. Cette orientation étroite jette un nouvel éclairage sur la façon dont s'opère le passage des études au travail chez les diplômés d'université.

Il importe de comprendre ce stade de la carrière des gens pour plusieurs raisons. Premièrement, les études universitaires représentent un investissement long et coûteux. Les variations de la durée de recherche d'un emploi stable après les études ont des effets immédiats sur la rétribution de l'éducation et peuvent donc présenter des conséquences à long terme sur le plan de l'accumulation des compétences. Deuxièmement, comme les jeunes ont une activité plus instable sur le marché du travail, leur expérience peut être l'écho amplifié des tendances générales qui influent sur l'ensemble de la main-d'œuvre. On juge que les années 1980 ont été une période d'évolution rapide du marché du travail, et notre analyse en fournit une nouvelle confirmation. Enfin, comme l'acquisition d'un grade universitaire semble devoir radicalement modifier les perspectives qui s'offrent aux gens sur le marché du travail, les taux de chômage et autres statistiques globales qui livrent des moyennes pour les classes nouvelles et anciennes de diplômés ne rendent pas suffisamment compte de l'expérience que vivent les gens après l'obtention du diplôme. Une analyse de durée sera donc particulièrement utile à quiconque veut comprendre le phénomène du passage des études au travail.

L'Enquête nationale auprès des diplômés (avec ses enquêtes de suivi) comporte un important échantillon représentatif des diplômés des collèges et des universités du Canada pour trois périodes d'un an (1982, 1986 et 1990). Ce fonds d'information nous renseigne notamment sur les études, les premières expériences du marché du travail, les caractéristiques des emplois occupés et les traits démographiques de base des diplômés[1]. Par rapport aux travaux antérieurs (dont il sera question à la prochaine section), la présente analyse à l'aide des données END présente deux avantages et un inconvénient. D'abord, les trois enquêtes END portent sur autant de cohortes de la population de diplômés sur une période de huit ans. Avec d'autres analyses fondées sur des enquêtes longitudinales uniques, une telle comparaison temporelle est impossible. En second lieu, comme l'END est une vaste enquête menée auprès de la population de diplômés, le nombre d'observations utiles est même décuple de celui que livrent les enquêtes non spécialisées. En revanche, un inconvénient de l'END est qu'elle ne décrit pas de semaine en semaine l'activité (sur le marché du travail) après les études, d'où une moindre capacité de faire le lien avec des études antérieures reposant sur d'autres sources d'information. La révision du questionnaire de l'enquête de 1990 rend enfin difficile une comparaison définitive de cette dernière cohorte et des cohortes antérieures pour ce qui est de la durée de recherche d'un premier emploi.

Pour analyser cette durée, nous utilisons le modèle des hasards proportionnels de Cox décrit à la section III. Un cadre analytique comme celui de Cox offre une parfaite souplesse pour la fonction hasard de base, ce qui nous donne jusqu'à un certain point la possibilité d'isoler les différences dans les questionnaires d'enquête. Le modèle nous permet de nous attacher à deux questions liées. Premièrement, comment les tendances de durée de recherche d'un premier

[1] Pour mieux se renseigner sur l'END et les caractéristiques de la cohorte de 1990, voir Statistique Canada (1996).

emploi diffèrent-elles entre les cohortes? Deuxièmement, comment les chances relatives d'occuper un vrai emploi varient-elles selon les diplômés à l'intérieur des cohortes? Nous exposons en détail les résultats de nos travaux à la section IV. D'après ces résultats, il y aurait en général une ample variation de la rapidité du passage des études au travail dans et entre les cohortes. Il semblerait aussi que les différences de durée entre les cohortes END ne tiennent pas uniquement à des différences de conjoncture économique au moment de l'obtention du diplôme. Notre analyse dégage un certain nombre de zones de stabilité et de similitude. Pour certaines tranches de durée, les tendances de l'occupation d'un premier emploi se ressemblent entre les cohortes. Les différences de passage des études au travail à l'intérieur des cohortes sont ténues pour certains groupes démographiques et, dans quelques cas, les écarts sont stables de cohorte en cohorte.

II. Données disponibles

On dispose de peu de données sur le passage des études au travail au Canada, ainsi que sur les variations de ce phénomène entre les cohortes de diplômés, plus particulièrement au palier postsecondaire. Ferrall (1997) compare ce passage au Canada et aux États-Unis en se reportant à l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986-1987 et à *la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)* des États-Unis. Pour les sortants des universités et des collèges canadiens, la durée moyenne de recherche d'un premier emploi est de 12 semaines et près de la moitié des intéressés obtiennent un emploi immédiatement après les études. Les périodes de recherche d'un premier emploi sont en moyenne plus longues du tiers chez les Canadiens que chez les Américains[2].

Eckstein et Wolpin (1995) analysent le passage des études au travail par l'estimation d'un modèle recherche-appariement à l'aide des données NLSY. Il s'agit d'un modèle mixte des salaires acceptés et des durées de recherche. Eckstein et Wolpin ont constaté qu'il fallait en moyenne un mois environ aux diplômés blancs des universités pour prendre un premier emploi à temps plein. S'appuyant sur les estimations du modèle de recherche, ils concluent qu'une subvention à la recherche d'emploi influerait nettement sur les durées moyennes de chômage. Ferrall (1997) affirme pour sa part que le régime canadien d'assurance-emploi (A-E) a une incidence sur le passage des études au travail, bien que la plupart des gens restent exclus de ses dispositions en période de transition. L'incidence en question tiendrait aux encouragements à la recherche d'emploi que comporte l'A-E. Si on éliminait ce régime, on se trouverait à accroître les durées de chômage chez les sortants des collèges et des universités.

Les résultats présentés sont fondés sur des définitions bien plus lâches d'un « vrai » premier emploi que celles qui servent à la présente analyse à l'aide des données END[3]. Par vrai emploi, on entend un emploi à temps plein (au moins 30 heures hebdomadaires d'ordinaire) qui dure au moins six mois. Eckstein et Wolpin parlent de vrai emploi lorsque quelqu'un a travaillé au moins 30 heures chaque semaine d'un trimestre. Pour Ferrall (1997), c'est tout emploi qui dure au moins 20 heures par semaine. Selon l'EA de 1986-1987, environ 40 % des premiers emplois à

---

[2] Appliquant les mêmes ensembles de données à l'étude des durées de chômage chez les jeunes (et non pas nécessairement chez les sortants), Bowlus (1998) estime que les périodes de chômage sont de 15 % plus longues chez les jeunes Canadiens sans études postsecondaires que chez leurs homologues américains.

[3] Une autre différence entre notre analyse et les travaux antérieurs est que notre échantillon comprend les gens qui retournent aux études après le diplôme. La plupart des autres études ont pour définition a posteriori une non-observation de cas de retour aux études.

temps plein ainsi définis ne durent pas six mois. La plupart des durées en question de passage des études au travail se trouveraient donc exclues de la présente analyse et s'ajouteraient à nos durées de chômage. La conséquence est que, sans le critère des six mois de durée d'un premier emploi, la durée moyenne du passage pour la cohorte END de 1986 (ces données étant les plus comparables dans le temps aux données de l'EA de 1986-1987) est de près de deux ans au lieu des 12 semaines de Ferrall (1997). Mentionnons en outre que 14 % seulement des diplômés de notre échantillon END occupent un vrai emploi à l'obtention du diplôme comparativement à la proportion de près de 50 % que présente Ferrall (1997) d'après la définition d'un premier emploi sans le critère des six mois de durée. Ces comparaisons semblent indiquer que le passage des études au travail constitue un phénomène complexe et que, en appliquant des définitions et des méthodes diverses, on pourra mieux comprendre cette importante période de transition.

III. Données et cadre empirique

Échantillonnage

Statistique Canada a conçu l'Enquête nationale auprès des diplômés avec ses enquêtes de suivi de concert avec Développement des ressources humaines Canada. Il s'agit d'échantillons représentatifs de diplômés canadiens ayant terminé leurs études postsecondaires en 1982, 1986 et 1990. On interroge les intéressés deux et cinq ans après l'obtention du diplôme. Les taux de réponse approximatifs sont de 80 % pour les premières interviews et de 90 % environ pour les secondes (celles-ci dépendant des premières). Toutefois, lorsque nous avons réalisé la présente étude, nous ne disposions pas encore des résultats de l'enquête de suivi de 1990.

Nous avons échantillonné des gens dans le cadre de l'END à l'aide des critères suivants : d'abord, le grade obtenu dans l'année de la cohorte est un baccalauréat ou un diplôme d'études universitaires supérieures et le grade en question est plus élevé que le grade antérieurement obtenu. Pour distinguer les nouveaux actifs, nous sélectionnons uniquement des gens qui comptent moins d'un an d'expérience professionnelle et n'occupent aucun emploi de plus de six mois avant de s'inscrire à leur programme universitaire. Ainsi, l'échantillonné type a fait toutes ses études postsecondaires en occupant au plus des emplois d'été. Nous prenons les diplômés âgés de 50 ans au plus à l'obtention du diplôme.

La variable de résultat que nous étudions est le nombre de mois que prend un diplômé pour occuper un « vrai » emploi. Pour notre propos, un vrai emploi se définit comme un emploi à temps plein (au moins 30 heures hebdomadaires d'ordinaire) qui dure au moins six mois. Les questionnaires de 1982 et 1986 demandent spécifiquement ce premier emploi occupé, contrairement au questionnaire de 1990. Dans ce dernier questionnaire, on trouve diverses dates possibles de début d'un emploi qui peuvent convenir, mais il est parfois impossible de vérifier si un emploi peut être considéré comme un vrai emploi selon notre définition. Il faut donc user de prudence dans l'interprétation des différences de durée entre cohortes. Nous décrivons en détail dans l'annexe la façon dont nous avons déduit les durées de recherche d'un vrai premier emploi dans le cas de la cohorte de 1990.

Cadre empirique

Définitions :

M^*≡Mois de début d'un vrai premier emploi–mois d'achèvement des études (1)

M^* est la durée du passage des études au travail. Nous avons exclu les gens qui occupaient un vrai emploi avant d'entreprendre un programme d'études menant à un grade. Il reste qu'une proportion appréciable (14 %) des diplômés occupent après le diplôme un vrai emploi qu'ils ont commencé à exercer pendant leurs études. Ainsi, selon la définition en (1), M^* est souvent un nombre négatif, puisque le diplômé n'a pas traversé de période de transition après le diplôme. Comme les étudiants peuvent anticiper (avant le diplôme) l'obtention prévue d'un emploi, ce serait pécher par inexactitude que d'étudier les seules valeurs positives de durée de recherche d'un premier emploi après les études. Tous les cas $M^*<0$ sont traités comme des durées minimales. Précisons que, sur le plan technique, le programme informatique d'exécution de l'analyse de durée (Stata) exige que les variables de durée soient codées comme valeurs positives. Cette double considération mène à la variable de résultat que nous étudions :

$M \equiv \max\{M^*+1,1\}$ (2)

$M=1$ implique que quelqu'un passe immédiatement de l'obtention d'un grade à l'occupation d'un vrai emploi[4].

Notre analyse de durée fait appel *au cadre des hasards proportionnels*[5] :
$h(m;z,X,\beta) = Prob(M=m \mid M \geq m) = h_z(m)\exp(X\beta)$. (3)

Ici, $h(m;z,X\beta)$ est le *taux de hasard* pour le passage des études à un vrai travail. En d'autres termes, c'est la probabilité qu'une personne aux caractéristiques (z,X) qui est encore en recherche d'emploi au mois m occupera un vrai emploi au terme de la période de transition. Dans le modèle des hasards proportionnels, le taux de hasard se compose de deux facteurs. Le premier est la *fonction hasard de base* $h_z(m)$, qui représente une fonction différente de durée pour chaque valeur de la *variable de stratification* z. Dans le cadre des hasards proportionnels, la fonction hasard de base fait l'objet d'une estimation non paramétrique, c'est-à-dire que $h_z(m)$ est estimé comme paramètre séparé pour chaque valeur m de fin de période de recherche. Le second facteur est $\exp(X\beta)$, qui dépend d'autres caractéristiques individuelles X et des coefficients estimés β. Nous présentons les estimations selon quatre spécifications de $h_z(m)$ et diverses spécifications de

---

[4] L'adjonction d'une valeur constante à la variable de durée n'influe pas sur les modèles estimés dans notre exposé.

[5] On trouvera dans Kiefer (1988) une initiation générale à l'analyse de durée.

La nature des données END fait que nous nous limitons aux modèles où les covariables sont constantes tout au long du passage des études au travail.

X. Dans tous les cas, nous indiquons pour β des erreurs-types estimatives en tolérance d'hétéroscédasticité[6].

Si nous définissons le modèle par la fonction hasard $h(m;z,X,\beta)$, une représentation schématique à l'aide de la *fonction de survie* peut nous être utile :

$$S(m;z,X,\beta) = Prob(M > m) = \Pi_{s=1}^{m} (1-h(s;z,X,\beta). \quad (4)$$

Il s'agit tout simplement de la probabilité qu'une période de recherche dure plus de m mois[7]. Ainsi, $S(1;z,X\beta)$ est seulement la probabilité que quelqu'un n'ait pas de vrai emploi à l'obtention du diplôme ($M>1$).

La version la plus simple de (3) est le cas d'absence de variables explicatives dans le vecteur X. La fonction hasard est alors identique à la fonction hasard de base :

$$h_z(m;z,0)=h_z(m) \quad (5).$$

En cas d'absence de variables explicatives, il est possible d'estimer la fonction hasard de base par l'*estimateur de Kaplan-Meier*, qui est l'estimateur de maximum de vraisemblance de $h_z(m)$ pour chaque valeur de m. Dans l'estimation Kaplan-Meier de la fonction de survie (ou de la fonction hasard comme équivalent), on tient compte de la distribution tronquée à droite des périodes de recherche d'emploi, c'est-à-dire des cas où les diplômés ne prennent pas de vrai emploi.

L'END repose sur un échantillon stratifié selon les provinces, la hiérarchie des grades et les domaines d'études. Nos estimations reprennent les valeurs de pondération d'échantillon des premières interviews. Nous avons jugé inutile d'employer les valeurs des secondes interviews qui tiennent compte de la non-réponse. Si quelqu'un n'est pas interviewé une seconde fois, il y a deux possibilités : la période de recherche était terminée à la première interview et les renseignements qui s'ajouteraient ne seraient pas exploités; la période de recherche n'était pas terminée et peut simplement être indiquée comme incomplète. Si quelqu'un prend son premier emploi à temps plein moins de six mois avant la dernière interview, la période de recherche est également « tronquée » au début de cet emploi, et ce, parce que, après cette date, il est impossible d'établir quand il a pris un vrai premier emploi.

Variables exogènes en X

Aucune des variables explicatives par lesquelles nous analysons la distribution de M ne varie dans le temps pour une personne (voir l'énumération au tableau 1). L'END comporte quelques covariables qui changent après le diplôme (entre autres la région de résidence et l'état

---

[6] L'option de « robustesse » de Stata fait appel à la méthode de Lin et Wei (1989) pour le calcul d'erreurs-types en tolérance.

[7] La connotation positive de « survie » par rapport à une période de chômage et négative de « risque » par rapport à l'occupation d'un premier emploi est un vestige de l'application antérieure de l'analyse de durée aux études d'espérance de vie et de prévision temporelle de défaillances de matériel. On peut aussi voir pourquoi on parle d'« échec » lorsqu'il est plutôt question d'obtention d'un emploi au terme d'une période de recherche.

matrimonial au moment de chaque interview) et, comme on ignore quand le changement a eu lieu entre les interviews, il est impossible de les inclure comme covariables en variation temporelle dans notre analyse des hasards. Ajoutons que, dans le cas de la région de résidence, les diplômés fondent vraisemblablement la décision de s'établir dans une nouvelle région en partie sur leur situation d'alors sur le marché du travail. On ne saurait donc considérer la nouvelle région de résidence d'un diplômé plus tard dans la période de recherche d'un emploi comme exogène par rapport à cette recherche. On prend néanmoins en compte à titre de covariables constantes l'état matrimonial et le nombre d'enfants à la première interview. En en faisant des variables exogènes et sans variation temporelle, nous supposons essentiellement que tout changement de valeur après les études (et avant la première interview) était prévu et devait influer sur la durée de recherche d'un emploi dès la date d'obtention du diplôme.

Nous ajoutons aux variables END un taux de chômage tiré des séries de l'Enquête sur la population active et l'intégrons au fonds de données END. Nous faisons intervenir le taux de chômage dans le cas des gens de 20 à 24 ans en correspondance avec le sexe et la région de l'établissement (énumération au tableau 1) dans le mois d'obtention du diplôme[8]. Les taux de chômage disponibles sont d'une utilité quelque peu restreinte, car il nous est déjà possible de tenir compte du sexe et de la région de l'établissement. Toutefois, le taux de chômage appréhende effectivement les variations supplémentaires par les différences de date d'obtention du diplôme et dégage une interaction entre région, sexe et date d'obtention sans qu'on ait besoin d'employer de termes d'interaction à proprement parler.

Statistiques sommaires

Le tableau 1 récapitule par cohorte toutes les variables de l'analyse de durée. À la différence des tableaux ultérieurs et des résultats d'estimation, ses statistiques sont fondées sur des données non pondérées et résument ainsi les données disponibles dans l'échantillon aux fins de l'analyse de hasards. Comme on ne se sert pas de valeurs de pondération d'échantillon pour créer le tableau 1, on ne devrait pas déduire de celui-ci des tendances intercohortes ni des moyennes de population. L'échantillon contient plus de 5 000 observations pour chaque cohorte et livre une riche information sur le passage des études au travail chez les diplômés d'université « première époque ». Dans les cohortes de 1982 et 1986 pour lesquelles nous disposons de données sur cinq années postérieures aux études, on a observé qu'environ les trois quarts des intéressés ont pris un vrai emploi. Dans la cohorte de 1990, la proportion correspondante de 52 % traduit la limite de 18 mois et quelque après les études. Pour les deux premières, la durée moyenne observée de recherche d'un premier emploi (hors de toute prise en compte des parties tronquées de la distribution) s'établit à près de deux ans et, dans la dernière qui a été interrogée deux ans environ après l'obtention du diplôme, à plus d'un an.

Les trois quarts en gros des gens de notre échantillon ont achevé un programme de baccalauréat de quatre ans. Environ le tiers étaient mariés à la première interview et très peu avaient des enfants. Les trois quarts environ avaient été élevés dans un foyer anglophone, 20 %, dans un foyer francophone et 5 %, dans un foyer allophone. Il n'y en a pas beaucoup (10 % environ) qui

[8] Il est possible d'affiner ces taux de chômage pour qu'ils correspondent à l'âge réel des gens à l'obtention du diplôme, mais l'opération risque d'induire en erreur, puisque notre échantillon se limite aux « nouveaux actifs ». Les taux de chômage ne tiennent compte ni de l'expérience professionnelle antérieure, ni des années d'études. Dans le cas des gens plus âgés, ils seraient donc dominés par des gens de plus d'expérience qui ont cessé de fréquenter un établissement d'enseignement à plein temps plusieurs années avant nos enquêtés.

fréquentent une école d'une région autre que leur région de résidence avant leur programme universitaire. L'âge moyen à l'obtention du diplôme est de 23 à 26 ans. On ignore les années de scolarité de la mère pour une proportion plutôt appréciable (9 %) des enquêtés[9]. Nous estimons les modèles de durée avec et sans cette variable pour vérifier si ce renseignement manquant pourrait avoir un effet marqué sur les estimations.

Tendances démographiques entre cohortes

Les tableaux 2 et 3 nous livrent des indications sur la variation entre cohortes de la composition démographique des diplômés de notre échantillon. Ils utilisent les valeurs de pondération d'échantillon et sont donc représentatifs de la population de référence. La plus grande différence entre les cohortes est l'augmentation de la proportion de diplômés de sexe féminin, qui a monté de 50 % en 1982 à 58 % en 1990. Comme autre grande différence entre cohortes, il y a un taux de chômage de près de 16 % pour le diplômé moyen de 1982 contre 11 % pour le même diplômé en 1990. L'âge moyen d'obtention du diplôme s'est à peine accru, passant à 24 ans en 1990. Cette moyenne ne tient pas compte des travailleurs qui retournent aux études pour y acquérir de nouvelles compétences, puisque nos critères d'échantillonnage se trouvent à éliminer les diplômés ayant déjà une expérience professionnelle appréciable. En dehors de la hausse de la représentation féminine et de la baisse des taux de chômage, il n'y a guère de tendance qui se dégage de la composition démographique entre cohortes.

Au tableau 3, nous examinons de plus près la migration régionale. La proportion de gens qui ont migré avant d'entreprendre leur programme universitaire et la provenance régionale des diplômés n'ont guère évolué de 1982 à 1990. Il n'y a qu'en Colombie-Britannique que moins de 90 % des étudiants restent dans cette province pour y fréquenter un établissement d'enseignement. Dans le cas de l'Ontario, on est frappé de la proportion (97 %) de diplômés qui se trouvaient dans cette province avant de commencer leur programme. L'Ontario reçoit environ 5 % des étudiants des diverses autres régions, ainsi que 47 % des étudiants de l'étranger (parmi ceux qui demeurent au Canada pour être échantillonnés dans le cadre de l'END).

IV. Analyse de la durée de recherche d'un premier emploi

Estimations de Kaplan-Meier

Nous commençons notre analyse en résumant la distribution de *M* sur les cohortes à l'aide de la fonction de survie Kaplan-Meier pour *M* dans le cadre du modèle simple des hasards proportionnels (5). Les fonctions de survie se présentent sous forme de courbes à la figure 1. La courbe plus courte pour 1990 indique la fin des données des premières interviews. La position relative des courbes traduit tant les caractéristiques différentes des diplômés selon les cohortes que toute différence d'expérience professionnelle à l'intérieur des groupes démographiques. Pour les 18 premiers mois qui suivent l'obtention du diplôme, les fonctions de survie de la population sont remarquablement semblables en 1982 et 1986. Après ce laps de temps, la cohorte de 1986 est plus susceptible de prendre un vrai emploi.

Une autre façon d'illustrer cet effet est de regarder la durée médiane, c'est-à-dire le temps que prend la moitié de la population pour opérer le passage à un vrai emploi. On peut voir la médiane

[9] On déduit les années de scolarité de la mère des réponses à plusieurs questions de l'enquête.

à la figure 1 où la fonction de survie atteint la valeur de 0,50. Elle est presque identique parmi les cohortes, s'établissant à un peu plus de 15 mois. Toutefois, une divergence s'amorce dans le cas des gens dont la période de recherche dure plus longtemps. On peut établir à l'aide de la figure 1 le surcroît médian de durée pour ceux qui cherchent un emploi plus de 15 mois en voyant où la fonction de survie prend la valeur 0,25. Pour la cohorte de 1986, 28 mois s'ajoutent ainsi, mais pour celle de 1982, le chiffre est de 37 mois.

À cause de la révision du questionnaire, la courbe de survie de la cohorte de 1990 à la figure 1 ne peut fidèlement se comparer à celles des cohortes antérieures. Malgré tout, les taux de survie demeurent plutôt semblables (de trois mois à environ vingt). Le phénomène est remarquable compte tenu des différences de taux de chômage pour les trois cohortes (voir le tableau 2).

Modèle de base avec covariables

Nous commencerons notre étude de l'incidence d'autres variables sur la durée de recherche d'un vrai premier emploi par des estimations du modèle de base des hasards proportionnels :

$$h(m;0,X,\beta) = h_0(m)\exp(X\beta). \quad (6)$$

On estime une fonction hasard de base $h_0(m)$ pour tout le monde en rendant nulle la variable de stratification z dans tous les cas. On tient compte des différences intercohortes en incluant dans X des variables fictives pour les cohortes de 1982 et 1986. Ainsi, la cohorte à laquelle appartient quelqu'un influe sur le taux de hasard simplement comme élément de X. Dans l'équation (6), on se trouve, par conséquent, à supposer que le taux de hasard relatif en expression logarithmique entre des personnes identiques appartenant à des cohortes différentes est constant sur la période de transition. Cette hypothèse se formalise ainsi :

$$\ln h_{1982}(m) - \ln h_{1990}(m) = \beta_1$$
$$\ln h_{1986}(m) - \ln h_{1990}(m) = \beta_2$$

Le tableau 4 récapitule les résultats des estimations de l'équation (6). Nous ne nous attacherons que brièvement à ce modèle, car il est recouvert par des spécifications ultérieures. Il est toutefois intéressant d'examiner certaines tendances des résultats et de les comparer à celles de spécifications plus souples. D'abord, au tableau 4, on peut constater une supériorité statistiquement significative des taux de hasard de 1986 sur ceux de 1990, même après prise en compte des différences de taux de chômage : les membres de la cohorte de 1986 ont pris un vrai emploi plus tôt que ceux de la cohorte de 1990. Les taux sont également plus élevés pour la cohorte de 1982 sauf à la colonne 2, mais dans tous les cas les résultats ne sont pas significatifs. Autre constatation : la recherche d'un vrai premier emploi dure plus longtemps si on fait face à des taux de chômage supérieurs à l'obtention du diplôme. Le phénomène n'a rien d'étonnant, mais le taux de chômage (fondé sur le sexe et la région de l'établissement) n'est pas significatif si on inclut en outre les variables fictives régionales dans le modèle (colonnes 2, 4 et 5). Il reste que l'importance estimée de cet effet ne diminue pas nettement (de –0,012 à la colonne 3 à -0,008 à la colonne 5).

Les coefficients estimés sont en majeure partie les mêmes pour le signe et l'ordre de grandeur entre les diverses spécifications au tableau 4. En fait, les seuls coefficients qui changent de signe intéressent le taux de chômage et l'indicateur de la cohorte de 1982 lorsque des indicateurs régionaux sont compris sans autres variables démographiques (colonne 2). On peut donc résumer

en toute simplicité les tendances qui se dégagent de ces résultats. Les titulaires d'un baccalauréat et d'une maîtrise trouvent un vrai emploi plus lentement (taux de hasard moindre à cause du coefficient négatif) que les titulaires d'un doctorat. Les diplômées présentent des taux de hasard inférieurs à ceux des diplômés, et la même constatation vaut pour les diplômés plus âgés par rapport aux jeunes. Ajoutons que les diplômés mariés occupent plus vite un vrai emploi que les célibataires, mais que ceux qui ont des enfants sont plus lents à trouver du travail que ceux qui n'en ont pas. La langue d'éducation du diplômé ne semble pas influer outre mesure sur le taux de hasard, bien que ce résultat change dans les spécifications ultérieures. Les années de scolarité de la mère ont un effet négatif sur les taux de hasard. Les diplômés de l'étranger et ceux qui ont changé de région avant d'entreprendre leur programme universitaire ont une période de recherche d'emploi plus longue que ceux qui ont fréquenté un établissement d'enseignement de leur région d'origine.

Modèle stratifié

Au tableau 5, nous présentons les estimations d'un modèle stratifié :

$$h(m;\text{cohort},X\beta) = h_{\text{cohort}}(m)\exp(X\beta). \quad (7)$$

Ici, z correspond à la cohorte de la personne. Ce modèle fait arbitrairement varier la fonction hasard de base entre cohortes ainsi qu'entre durées [10]. Il contient évidemment (6) comme cas d'espèce où les fonctions hasard de base sont proportionnelles les unes aux autres, mais la comparaison des valeurs de vraisemblance n'a rien d'une comparaison type, puisque la stratification de la courbe hasard de base se trouve à introduire un nombre (peut-être) infini de paramètres[11] , % ce qui empêche d'utiliser la distribution de chi carré pour la statistique du maximum de vraisemblance. Il reste que le double de la différence de valeurs de vraisemblance (27864,8) entre les deux spécifications intégrales est un chiffre assez important pour que nous puissions conclure que les données sont bien mieux décrites par une stratification intercohortes. Plus loin, nous procédons à une vérification formelle du modèle stratifié même.

Le gain d'ajustement entre le modèle de base (6) et le modèle stratifié (7) peut être l'effet artificiel de la révision du questionnaire d'enquête en 1990 et de la difficulté que l'on a à reconnaître le premier vrai emploi après l'obtention du diplôme dans le cas de cette cohorte. Toutefois, les estimations (non présentées) de l'une et l'autre des équations pour les seules cohortes de 1982 et 1986 donnent une statistique du maximum de vraisemblance de 14817,3, valeur extrêmement importante aussi. (Là encore, ce serait pécher par inexactitude que de se servir de la distribution du chi carré pour créer une valeur p pour cette statistique.)

La figure 1 semble indiquer que les durées accusent des tendances différentes en 1982 et 1986, mais elle ne tient pas compte – comme peut le faire le tableau 5 – des variations de la composition démographique des cohortes. Nous pouvons maintenant conclure en toute assurance

---

[10] Nous ne prenons pas en compte l'hétérogénéité non observée dans le taux de hasard, d'où l'effet bien connu de création d'un biais dans les taux de hasard en faveur des durées négatives. Notre propos n'est cependant pas de vérifier en soi la dépendance à l'égard des durées.

[11] Chaque valeur que prend la durée m introduit un nouveau paramètre et m n'est pas borné en théorie. Compte tenu des données exploitées, le nombre réel de restrictions imposées par le modèle de base est fini. Dans notre cas, le modèle stratifié ajoute 95 paramètres en valeur nette.

que des membres identiques de cohortes différentes de diplômés n'ont pas présenté les mêmes tendances sur le plan de la durée de recherche d'un premier emploi. Ajoutons que la différence entre les cohortes n'est pas strictement proportionnelle comme le suppose le modèle de base (6). Cette constatation vaudrait autant pour 1990, bien que les limites de nos données ôtent beaucoup de force à cette conclusion.

Les années de scolarité de la mère entrent dans la dernière spécification des tableaux 4 et 5. Elles ont un grand effet négatif sur la durée, mais cette valeur manque pour un certain nombre d'enquêtés. Toutefois, lorsqu'on prend en compte la scolarité de la mère, aucun des autres coefficients ne change de signe et seul l'indicateur de changement de région avant le programme a une autre signification statistique. Les indicateurs de l'état matrimonial et du nombre d'enfants, qui sont les deux variables connues seulement aux premières interviews, sont également significatifs. Les autres coefficients ne sont pas sensibles à leur inclusion dans le modèle. De plus, les tendances entre spécifications se ressemblent largement aux tableaux 4 et 5. Les tendances des coefficients interspécifications dans ces tableaux sont l'indice que la spécification intégrale à la colonne 5 est satisfaisante, aussi l'utiliserons-nous pour la spécification la plus générale de la fonction hasard.

La figure 2 trace les courbes de fonction survie de base du modèle stratifié à la colonne 5 du tableau 5. On doit user de circonspection au moment de comparer les courbes de base des trois cohortes. La courbe de base est la courbe de survie pour une observation avec un vecteur X ne comprenant que des zéros. Comme nous incluons des variables comme celles de l'âge et de la scolarité de la mère, le niveau des courbes n'est pas en soi empiriquement révélateur, mais comme le modèle stratifié réduit le vecteur β de coefficients à l'identité intercohortes, la position relative des trois courbes détermine effectivement la courbe de survie relative de membres par ailleurs identiques de cohortes différentes.

Les courbes survie de base sont d'une forme remarquablement semblable dans les trois cohortes surtout si on considère l'importante variation de la valeur de vraisemblance lorsqu'on stratifie le modèle. La grande différence est que la courbe de survie est bien plus basse tôt en période de recherche d'emploi dans le cas de la cohorte de 1990. Le phénomène est aussi apparu dans les courbes générales de survie de la figure 1 et s'explique probablement par les différences de questionnaires d'enquête. Ces courbes commencent à diverger environ six mois après le début de la période de recherche, c'est-à-dire plus tôt que dans les courbes générales de la figure 1.

Modèle général

Au tableau 6, nous présentons les estimations de notre modèle le plus général :

$$h(m;\text{cohort},X\beta_{\text{cohort}} = h_{\text{cohort}}(m)\exp(X\beta_{\text{cohort}}), \quad (8)$$

ce qui laisse différer entre cohortes tant la courbe de base que l'effet d'autres caractéristiques. Avec trois cohortes séparées, l'équation (8) introduit deux nouveaux coefficients pour chaque élément de X ou 40 degrés de liberté supplémentaires au total par rapport à (7). Comme la courbe survie de base était déjà stratifiée par cohorte, une comparaison entre valeurs de vraisemblance pour (8) et (7) est une comparaison type. La valeur totale de vraisemblance de –113864 pour toutes les cohortes au tableau 6 donne un rapport extrême de vraisemblance de 1956 avec le modèle comparable figurant à la colonne 5 du tableau 5. Il est possible, par conséquent, de rejeter l'hypothèse d'une stabilité des paramètres entre les cohortes. Le même test reposant

seulement sur les cohortes de 1982 et 1986 fait aussi nettement écarter le modèle stratifié, et le résultat n'est donc pas simplement un effet artificiel de la différence de construction des variables entre la cohorte de 1990 et les cohortes antérieures.

Comme et la courbe de survie de base et les coefficients diffèrent entre cohortes dans le modèle général, il est difficile d'interpréter les différences qu'accusent ces courbes. Leur niveau n'indique pas de probabilités relatives de survie de membres identiques de cohortes différentes, car ces probabilités sont également déterminées par des vecteurs différents de coefficients. Aussi nous attacherons-nous, dans l'examen de ces résultats, à la position relative des divers groupes démographiques au sein des cohortes par une comparaison des estimations de coefficients.

Comparaison avec les modèles stratifiés

Des différences significatives de taux de hasard existent entre les grades des trois cycles universitaires (le doctorat étant la catégorie exclue). Les coefficients des titulaires d'un baccalauréat et d'une maîtrise au tableau 6 sont négatifs. Ils sont semblables dans les trois cohortes, ce qui indique que les titulaires d'un doctorat sont ceux qui trouvent le plus rapidement un vrai emploi. L'écart entre les titulaires d'un doctorat et les titulaires d'un baccalauréat ou d'une maîtrise est plus grand en 1986 et en 1990 qu'en 1982. Cette variation entre cohortes a été masquée par les modèles stratifiés présentés aux tableaux 4 et 5, les variables étant forcées de présenter le même effet relatif dans les trois cohortes sur le plan de la durée.

Une autre différence entre le modèle général et les modèles stratifiés réside dans l'ordre de grandeur des différences de durée entre les sexes. Dans les modèles stratifiés, l'indicateur relatif aux femmes a un coefficient négatif significatif dans tous les cas. Dans le modèle général, ses valeurs sont moindres par rapport à celles des autres coefficients du modèle. Il est uniquement significatif dans la cohorte de 1986. Une explication possible en est que les modèles stratifiés se reportent à la proportion variable de diplômées entre les cohortes (voir le tableau 2) pour mieux expliquer des différences plus générales de durée entre ces mêmes cohortes. Si on laisse varier librement les coefficients et la courbe de survie de base, l'importance de la différence de durée entre les sexes s'en trouve diminuée. L'âge à l'obtention du diplôme perd aussi de sa signification statistique au tableau 6, mais les deux indicateurs du mariage et du nombre d'enfants conservent la leur.

Dans le modèle général, certaines variables gagnent en valeur explicative dans la description du passage des études au travail. Les indicateurs de langue ne paraissent pas très importants aux tableaux 4 et 5, mais nous pouvons voir au tableau 6 que les diplômés élevés dans un foyer francophone ont des taux de hasard supérieurs à ceux des diplômés élevés en milieu anglophone ou allophone.

Différences régionales de durée de recherche d'un premier emploi

Le modèle estimé au tableau 6 tient notamment compte de la région de l'établissement et de la région de résidence avant le programme universitaire, bien que ce tableau n'indique que le coefficient de la résidence à l'étranger avant le programme. (Des neuf variables régionales, c'est la seule qui ait un coefficient significatif, même dans les deux premières spécifications du modèle aux tableaux 4 et 5.) Il convient en outre de noter que, au tableau 6, l'indicateur de changement de région à des fins de fréquentation scolaire n'est pas significatif. Cette variable n'est pas associée à un effet régional en particulier, mais appréhende plutôt les choix régionaux

(si les meilleurs étudiants ont tendance, par exemple, à changer de province pour fréquenter l'université). Comme son coefficient n'est pas significatif, il semblerait qu'un tel choix n'est pas un facteur important de détermination du passage des études au travail.

Une vérification formelle de l'existence de différences régionales (au Canada) de durée de recherche d'un premier emploi comporte une comparaison du modèle estimé au tableau 6 et d'un modèle où les huit indicateurs régionaux pour le Canada (programme et résidence antérieure) se trouvent exclus. Les estimations d'un tel modèle (elles ne sont pas présentées ici) donnent une valeur totale de vraisemblance intercohortes de –113880. Par comparaison avec le modèle à effets régionaux, la statistique du maximum de vraisemblance χ^2 est de 32,62 avec 24 degrés de liberté (huit pour chacune des trois cohortes) et la valeur p de la distribution s'établit à 0,112. Ainsi, le rapport de vraisemblance n'est pas significatif aux deux niveaux de 5 % et 10 %. Nous ne pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle, après prise en compte du taux de chômage régional, il n'y aurait pas de différences de durée de recherche d'un premier emploi entre les régions du pays (région de provenance des diplômés et région de fréquentation de l'université). Qui plus est, le taux local de chômage est en soi relativement modeste et peu significatif au tableau 6 et change de signe dans la cohorte de 1990. (Dans le modèle restreint sans indicateurs régionaux, le taux de chômage est seulement significatif en 1986.) De même, l'indicateur de changement de région est sans signification statistique dans toute cohorte au tableau 6.

Somme toute, il n'y a pas de données qui prouvent vraiment que les débouchés qui s'offrent aux diplômés des universités varient amplement selon les régions. On s'en étonnera quelque peu si on considère la taille et la diversité économique des régions canadiennes, ainsi que les différences entre les universités des régions. Ce qui paraît plus important que les régions, ce sont les caractéristiques mesurées du diplômé, et plus particulièrement la hiérarchie des grades, les antécédents familiaux (qui peuvent rendre compte d'aspects du potentiel individuel autres que l'obtention d'un grade) et d'autres caractéristiques personnelles susceptibles d'influer sur la propension au travail de l'intéressé. En ce qui concerne l'absence d'effets régionaux, la seule exception est le taux de passage bien moindre des diplômés de l'étranger (c'est-à-dire de ceux qui se trouvaient hors du pays avant d'entreprendre leur programme universitaire). Comme les gens qui quittent le pays avant la première interview ne sont pas inclus dans l'échantillon, le taux de passage pourrait être entaché de plus grands problèmes d'échantillonnage chez les diplômés de l'étranger que chez les diplômés du pays. On ne sait au juste dans quel sens ces problèmes de sélection viendraient biaiser le coefficient estimé de la résidence à l'étranger avant le programme. Les gens découragés pourraient choisir de retourner chez eux, ce qui tendrait à laisser les gens les plus motivés ou les plus employables dans l'échantillon. Il se peut par ailleurs que les étudiants étrangers se mettent en quête d'un emploi simultanément au Canada et à l'étranger.

Taux de hasard

Dans le modèle des hasards proportionnels, les coefficients estimés ne sont pas faciles à interpréter, car ils figurent à l'exposant en (3). Il est plus simple de considérer le taux de hasard

$$HR_j = \exp\{\beta_j\},$$

associé à un coefficient β_j. HR_j est le taux de hasard relatif dans toutes les périodes où la variable j change d'une unité. Une valeur de 2 de HR_j implique que le taux de hasard double avec une variation unitaire en j. Une valeur de 0,5 nous dit que le taux de hasard est réduit de

moitié. Ainsi, si j est la variable indicatrice du sexe féminin, HR_j=2,0 signifie que les femmes ont deux fois plus de chances que les hommes de prendre un vrai emploi dans chaque période. Un taux de hasard de 1,0 équivaut à β_j=0 et impliquerait que les hommes ne diffèrent pas des femmes pour les taux d'occupation d'un premier emploi.

Le tableau 7 indique les taux de hasard de certaines variables du modèle général au tableau 6. Les variables sont énumérées par ordre décroissant selon l'écart absolu moyen qui sépare le taux de hasard d'une valeur de 1,0. Ainsi, la variable indicatrice ayant l'effet relatif le plus marqué sur le taux de hasard est celle des titulaires d'une maîtrise par rapport aux titulaires d'un doctorat. L'effet est négatif en ce sens que les titulaires d'une maîtrise présentent des taux de hasard inférieurs et, par conséquent, de plus longues durées de recherche d'un premier emploi. Pour les cohortes de 1986 et 1990, le taux de hasard des titulaires d'une maîtrise est moins de la moitié de celui des titulaires d'un doctorat. L'effet qui suit en importance intervient entre les titulaires d'un baccalauréat et d'un doctorat. Les taux en question sont plus proches de 1 que ceux des titulaires d'une maîtrise, ce qui implique que, de tous les titulaires d'un grade universitaire, ce sont les titulaires d'une maîtrise qui prennent le plus de temps à obtenir un premier emploi (toutes les autres variables étant constantes).

L'effet relatif qui se classe au troisième rang intéresse les diplômés de l'étranger. Le taux de hasard de ces derniers se situe aux trois quarts de celui des diplômés du pays. Les étudiants issus de foyers francophones présentent des taux de hasard supérieurs à ceux des étudiants venant de foyers anglophones ou allophones. Les coefficients estimés des diplômés de foyers anglophones au tableau 6 sont significativement négatifs, mais numériquement modestes, ce qui implique que leurs taux de hasard sont très proches de 100 % et que le taux de hasard des diplômés de foyers francophones est aussi l'effet relatif entre les diplômés des ménages francophones et anglophones.

Les diplômés mariés trouvent plus vite un premier emploi, mais ceux qui ont des enfants connaissent de plus longues périodes de recherche d'un emploi. La présence d'enfants accroît la valeur du temps passé hors du marché avec peut-être pour conséquence des salaires d'acceptation plus élevés et donc des périodes de transition qui s'allongent. Bien que les diplômées aient des taux de hasard inférieurs à ceux des diplômés (par ailleurs identiques), l'effet est statistiquement significatif seulement dans la cohorte de 1986.

La stabilité des coefficients entre les cohortes est franchement écartée par les données de vérification de vraisemblance que nous avons déjà présentées, mais les taux de hasard du tableau 7 démontrent l'existence d'une grande stabilité sur le plan qualitatif. Ainsi, le taux de hasard des diplômés de l'étranger ne varie guère entre les cohortes. Le seul taux de hasard qui dépasse les 100 % est celui des années de scolarité de la mère. Dans les cohortes de 1982 et 1986, une plus grande scolarité de la mère est liée à un passage plus rapide des études au travail, mais à une transition plus lente en 1990. La scolarité maternelle peut appréhender des caractéristiques des diplômés dont se soucient les employeurs ou peut-être l'effet du revenu familial des parents sur le coût de la recherche d'un premier emploi. L'inversion d'effet relatif peut être l'indice d'une variation de pondération de ces deux facteurs entre les cohortes.

V. Conclusion

Combien de temps faut-il aux diplômés d'université pour passer des études au travail? Pour répondre à la question, il faut d'abord savoir quand ce passage se termine. La définition que nous retenons dans ce document est, tant par nécessité que par choix, plus rigoureuse que celles de la plupart des autres études. On juge que quelqu'un a terminé le passage études-travail s'il a occupé un emploi à temps plein pendant au moins six mois. En se fondant sur une telle définition, on constate que la période de transition dure plutôt longtemps. Si une forte proportion de diplômés trouvent à un emploi en l'espace de quelques mois, la durée médiane de recherche d'un premier emploi est de plus de 15 mois dans chaque cohorte de diplômés.

La période de transition études-travail a-t-elle évolué du début des années 1980 au début des années 1990? Elle a changé à divers égards importants, mais non pas nécessairement suivant des tendances soutenues. Sous certains rapports, l'expérience générale de la cohorte de diplômés de 1990 paraît s'apparenter davantage à celle de la cohorte de 1982 qu'à celle de la cohorte de 1986. Les différences sont plus marquées dans le cas des durées plus longues, c'est-à-dire dans celui des diplômés qui ont mis six mois et plus à trouver un premier emploi. Nos résultats indiquent en outre que les différences de durée entre les cohortes ne sauraient se résumer dans un seul chiffre. Pour bien ajuster les données, il faut plutôt laisser varier toutes les tendances de la transition études-travail parmi les cohortes.

Aspect peut-être plus important encore, nos résultats indiquent que les tendances des divers groupes démographiques sur le plan de la durée moyenne de recherche d'un premier emploi ont différé entre les cohortes. Là, l'effet le plus frappant est celui de la hiérarchie des grades. Si les titulaires d'un doctorat prennent moins de temps à obtenir un premier emploi dans les trois cohortes, la différence est bien plus nette dans les cohortes de 1986 et 1990, ce qui révélerait une évolution accentuée des débouchés qui s'offrent depuis le début des années 1980 aux titulaires d'un doctorat par rapport aux autres diplômés d'université.

Nos résultats font également voir des zones de stabilité entre cohortes et de similitude entre groupes démographiques. Dans les trois cohortes, les titulaires d'un baccalauréat et d'une maîtrise ont des rythmes semblables de transition études-travail. La rapidité relative du passage parmi les groupes d'appartenance linguistique et entre les diplômés de l'étranger et du pays est à peu près la même de cohorte en cohorte. Mentionnons en outre que les différences de durée de recherche d'un vrai emploi ne sont statistiquement significatives dans aucune des trois cohortes. Les taux de hasard des diplômées le cèdent un peu (durées supérieures de recherche d'un premier emploi) à ceux des hommes, mais sont statistiquement significatifs uniquement dans la cohorte de 1986.

Ces résultats permettent d'entrevoir une sorte de marché national des diplômés aux divers cycles universitaires, les différences éventuelles ne concernant que le clivage entre groupes d'appartenance linguistique. En général, les principaux éléments de prévision des différences de durée de recherche d'un premier emploi semblent avoir plus à voir avec les variables des coûts de recherche d'emploi qu'avec les facteurs extérieurs liés à un marché du travail local.

Au moins trois voies de recherche s'ouvriraient nettement pour l'avenir. D'abord, notre analyse porte sur l'effet ultime qu'ont toutes les stratégies possibles sur la durée de recherche d'un vrai emploi. Il reste que, après leurs études, beaucoup de gens ne sont pas en quête d'un travail à temps plein. Nombreux sont les gens qui peuvent travailler à temps partiel, retourner aux études

ou demeurer indisponibles pour d'autres raisons sur le marché du travail. Ces résultats représentent des « risques rivaux » par rapport à l'emploi ordinaire pendant toute la période qui suit l'obtention du diplôme. Une étape évidente qui suit dans notre recherche est l'examen de l'interaction du travail stable à temps plein et d'autres emplois du temps des diplômés. Comme étape suivante à envisager, il y aura l'étude d'autres aspects de l'expérience du marché du travail après le diplôme, et en particulier du revenu et des caractéristiques des emplois. Betts et coll. (1998) et Finnie (1998a et 1998b) analysent ces aspects plus larges de l'expérience du monde du travail qui suit l'obtention du diplôme dans le cas des trois cohortes récentes END. Signalons enfin que cette enquête parle aussi des diplômés des collèges d'enseignement professionnel et technique. Il serait bon de les comparer aux diplômés d'université pour ce qui est des durées de recherche d'un premier emploi. On s'attendrait à ce que les débouchés qui s'offrent aux diplômés des collèges accusent plus de différences locales que le marché qui s'ouvre aux diplômés d'université.

Annexe : Constatation du premier vrai emploi dans la cohorte de 1990

À ceux qui ne travaillaient pas en juin 1992 (à la première interview, qui est la seule de la cohorte de 1990 qui est utilisée dans la présente étude), on a posé les questions suivantes :

qC6 En quelle année et quel mois avez-vous commencé à travailler à un premier emploi après l'obtention du diplôme?
qC7 S'agissait-il d'un emploi où vous avez habituellement travaillé 30 heures et plus par semaine?
qC8 S'agissait-il d'un emploi permanent ou d'un emploi temporaire?

Si les intéressés ont répondu par l'affirmative à qC7 et qC8, leur emploi était considéré comme pouvant constituer un vrai emploi. On ne pouvait garantir que sa durée était d'au moins six mois, mais le répondant le caractérisait comme un poste « permanent ». On a défini le laps de temps écoulé entre l'obtention du diplôme et le début de cet emploi comme *D1* et $M^*=D1$ (voir l'équation 1). On jugeait alors que la période de recherche d'un emploi était complète. Si l'enquêté répondait par la négative à l'une ou l'autre de ces mêmes questions ou qu'il n'y avait pas de premier emploi, la durée de recherche était ainsi fixée : juin 1992, moins la date d'obtention du diplôme. Il s'agissait alors d'une période de recherche incomplète. On peut cependant imaginer qu'il y ait eu un autre emploi (deuxième emploi ou emploi ultérieur), un vrai emploi qui ait commencé après le diplôme, mais qui ait pris fin avant juin 1992. On ne peut malheureusement pas se renseigner sur un tel emploi dans le cas de la cohorte de 1990. Ainsi, pour un certain nombre de personnes, la durée de recherche comme variable peut être trop *longue* (parce qu'un autre vrai emploi aurait commencé et fini entre le premier et juin 1992) ou trop *courte* (parce que le premier emploi aurait été un poste permanent à temps plein, mais n'aurait pas réellement duré les six mois requis). Nous retenons la possibilité que le nombre d'enquêtés ayant connu ces circonstances particulières soit restreint et que les éléments de sous-estimation et de surestimation des durées de recherche aient tendance à s'annuler.

Pour les enquêtés qui occupaient un emploi en juin 1992, il était possible d'établir à quelle date celui-ci avait commencé (*D2*) et s'il s'agissait d'un poste à temps plein. Si l'emploi en question est un « vrai » emploi, on peut ainsi l'identifier, mais ce ne sera pas nécessairement là le *premier* vrai emploi. Si l'emploi n'avait pas eu d'interruptions, on posait la question qC41 (Était-ce le premier emploi après l'obtention du diplôme?). Si l'enquêté répondait oui et que l'emploi actuel avait duré au moins six mois, on avait alors $M^*=D2$. Si l'emploi actuel avait commencé moins de six mois avant juin 1992, on jugeait que la période de recherche était tronquée à la date de début de l'emploi. En d'autres termes, pour les emplois actuels qui avaient commencé dans les six mois précédant l'interview, on pouvait alors seulement déterminer que le début du premier vrai emploi était en suite avec l'emploi actuel.

Si on répondait non à la question qC41, on posait diverses questions semblables à la série précitée qC6-qC8 au sujet du premier emploi après les études. S'il s'agissait d'un emploi permanent à temps plein, la durée de recherche était définie comme *D3* et $M^*=D3$. La même réserve doit être formulée ici : pour certains enquêtés, *D3* est une période trop courte et, pour d'autres, une période trop longue.

On a repris l'opération pour les emplois actuels où il y avait eu des interruptions ou des absences temporaires. Dans l'un et l'autre cas, on demandait à l'intéressé s'il s'agissait du premier emploi après le diplôme et, sinon, si le premier emploi avait été un poste permanent à temps plein.

Bref, la variable de l'analyse de durée doit être élaborée à partir d'un ensemble de durées dérivées. Pour un enquêté en particulier, une seule de deux durées s'appliquerait selon que celui-ci avait un emploi ou non en juin 1992.

Tableau 1. Description sommaire de l'échantillon par cohorte (sans pondération)

	Cohorte de 1982 : 7 090 obs.		Cohorte de 1986 : 9 098 obs.		Cohorte de 1990 : 5 632 obs.	
	Moyenne/ pourc.	Écart-type	Moyenne/ pourc.	Écart-type	Moyenne/ pourc.	Écart-type
Variable / Valeurs						
M=Mois de recherche d'un premier emploi	23,16	22,11	22,76	21,12	12,72	11,24
Période de recherche complète	0,72	0,45	0,76	0,43	0,52	0,5
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	16,27	4,72	14,91	4,52	11,58	3,39
Programme universitaire	3,28	0,53	3,25	0,46	3,45	0,66
Baccalauréat %	76		77		64	
Maîtrise %	20		22		26	
Doctorat %	4		1		9	
Sexe féminin	0,47	0,5	0,48	0,5	0,53	0,5
Mariage	0,32	0,47	0,31	0,46	0,36	0,48
Nombre d'enfants	0,12	0,44	0,1	0,46	0,19	0,62
Diplômés élevés dans un foyer anglophone	0,75	0,43	0,78	0,41	0,96	0,18
Diplômés élevés dans un foyer francophone	0,2	0,4	0,18	0,39	0,41	0,49
Changement de région avant le programme	0,09	0,29	0,08	0,27	0,12	0,32
Région de l'établissement (1-5)	2,74	1,21	2,89	1,22	2,71	1,16
Atlantique %	21		18		17	
Québec %	20		18		26	
Ontario %	32		27		32	
Prairies %	19		28		18	
Colombie-Britannique %	8		8		7	
Région avant le programme (1-6)	2,8	1,3	2,94	1,27	2,84	1,31
Atlantique %	20		17		17	
Québec %	22		19		26	
Ontario %	30		27		30	
Prairies %	18		28		17	
Colombie-Britannique %	8		8		7	
Étranger %	2		2		4	
Âge à l'obtention du diplôme	24,16	4,84	23,89	3,99	25,47	5,7
Années de scolarité de la mère	11,86	3,15	12,18	3,1	12,11	3,45

Nota : La région de l'Atlantique comprend les provinces de Terre-Neuve, du Nouveau-Brunswick, de la Nouvelle-Écosse et de l'Île-du-Prince-Édouard.
La région des Prairies comprend les provinces du Manitoba, de la Saskatchewan et de l'Alberta.

Tableau 2. Tendances démographiques parmi les cohortes de diplômés

Variable/Valeurs	1982	1986	1990	Ensemble
Programme universitaire (pourc.)				
Baccalauréat	91	92	90	91
Maîtrise	7	7	9	8
Doctorat	1	0	1	1
Sexe féminin (pourc.)	50	51	58	53
Changement de région avant le programme (pourc.)	7	6	8	7
Région de l'établissement (pourc.)				
Atlantique	9	9	9	9
Québec	28	26	27	27
Ontario	44	43	45	44
Prairies	14	15	13	14
Colombie-Britannique	6	7	7	6
Âge moyen à l'obtention du diplôme	23,5	23,3	24	23,5
Taux moyen de chômage à l'obtention du diplôme	15,9	13,9	10,7	13,8

Nota : Données pondérées par les valeurs de pondération à la première interview.
L'addition des pourcentages peut ne pas donner 100 % à cause des arrondissements.

Tableau 3. Mobilité régionale à des fins de fréquentation de l'université (ensemble des cohortes)

	Région de l'établissement					
Région avant le programme (%)	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	C.-B.	Total
Atlantique	92	2	5	1	0	100
Québec	1	94	5	0	0	100
Ontario	1	1	97	1	0	100
Prairies	0	1	4	93	2	100
Colombie-Britannique	1	2	6	6	85	100
Étranger	7	24	47	15	8	100
Ensemble %	9	27	44	14	6	100

Nota : Données pondérées par les valeurs de pondération à la première interview.

Tableau 4. Modèles des hasards proportionnels avec une fonction hasard de base commune à toutes les cohortes

Variable	1	2	3	4	5
Cohorte de 1982	0,021	-0,049	0,024	0,003	0,034
	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)
Cohorte de 1986	0,106 *	0,066 *	0,105 *	0,091 *	0,09 *
	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,04)
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	-0,009 *	0,0057	-0,012 *	-0,008	-0,008
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Baccalauréat	-0,395 *	-0,401 *	-0,433 *	-0,435 *	-0,417 *
	(0,06)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,08)
Maîtrise	-0,471 *	-0,455 *	-0,458 *	-0,462 *	-0,457 *
	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,08)
Sexe féminin			-0,148 *	-0,135 *	-0,138 *
			(0,02)	(0,03)	(0,03)
Âge à l'obtention du diplôme			-0,014 *	-0,014 *	-0,014 *
			(0,00)	(0,00)	(0,00)
Mariage			0,174 *	0,18 *	0,181 *
			(0,03)	(0,03)	(0,03)
Nombre d'enfants			-0,158 *	-0,154 *	-0,144 *
			(0,03)	(0,03)	(0,03)
Diplômés élevés dans un foyer anglophone			0,081 *	0,067	0,073
			(0,04)	(0,04)	(0,04)
Diplômés élevés dans un foyer francophone			-0,062	-0,048	-0,073
			(0,04)	(0,05)	(0,05)
Années de scolarité de la mère					-0,018 *
					(0,00)
Changement de région avant le programme			-0,169 *	-0,092 *	-0,072
			(0,04)	(0,05)	(0,05)
Étranger		-0,41 *		-0,283 *	-0,298 *
		(0,12)		(0,14)	(0,14)
Observations	21 712	21 452	21 395	21 395	19 584
Estimation logarithmique de vraisemblance	-142 149	-140 556	-140 071	-140 052	-128 775

Nota : Les erreurs-types « robustes » figurent entre parenthèses. « * » indique un niveau de signification de 5 %.
Catégories exclues : cohorte de 1990, doctorat, sexe masculin, célibat, foyer allophone, région de l'Atlantique, absence de changement de région.
Les colonnes qui comprennent « Étranger » ont aussi des indicateurs pour les autres régions d'installation avant le programme et la région de l'établissement.

Tableau 5. Modèles des hasards proportionnels stratifiés par cohorte

Variable	1	2	3	4	5
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	-0.009 *	0.0055	-0.013 *	-0.008	-0.008
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Baccalauréat	-0.383 *	-0.388 *	-0.419 *	-0.421 *	-0.400 *
	(0.06)	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.07)
Maîtrise	-0.458 *	-0.442 *	-0.444 *	-0.448 *	-0.439 *
	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.07)
Sexe féminin			-0.152 *	-0.139 *	-0.143 *
			(0.02)	(0.03)	(0.03)
Âge à l'obtention du diplôme			-0.014 *	-0.014 *	-0.013 *
			(0.00)	(0.00)	(0.00)
Mariage			0.174 *	0.179 *	0.181 *
			(0.03)	(0.03)	(0.03)
Nombre d'enfants			-0.156 *	-0.153 *	-0.143 *
			(0.03)	(0.03)	(0.03)
Diplômés élevés dans un foyer anglophone			0.082 *	0.067	0.074
			(0.04)	(0.04)	(0.04)
Diplômés élevés dans un foyer francophone			-0.062	-0.048	-0.073
			(0.04)	(0.05)	(0.05)
Années de scolarité de la mère					-0.018 *
					(0.00)
Changement de région avant le programme			-0.171 *	-0.095 *	-0.075
			(0.04)	(0.05)	(0.05)
Étranger		-0.414 *		-0.284 *	-0.300 *
		(0.12)		(0.14)	(0.14)
Observations	21 712	21 452	21 395	21 395	19 584
Estimation logarithmique de vraisemblance	-126 935	-125 469	-125 020	-125 001	-114 842

Nota : Voir les notes du tableau 4.

Tableau 6. Modèles des hasards proportionnels par cohorte

Variable	1982	1986	1990
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	-0,003	-0,001	0,010
	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Baccalauréat	-0,284 *	-0,699 *	-0,624 *
	(0,10)	(0,12)	(0,07)
Maîtrise	-0,209 *	-0,790 *	-0,780 *
	(0,10)	(0,12)	(0,06)
Sexe féminin	-0,061	-0,122 *	-0,021
	(0,05)	(0,03)	(0,04)
Âge à l'obtention du diplôme	-0,012	-0,009	-0,007
	(0,01)	(0,00)	(0,01)
Mariage	0,130 *	0,156 *	0,218 *
	(0,04)	(0,03)	(0,04)
Nombre d'enfants	-0,092 *	-0,108 *	-0,198 *
	(0,05)	(0,04)	(0,04)
Dipl. élevés dans un foyer anglophone	-0,010 *	-0,011 *	-0,021 *
	(0,00)	(0,00)	(0,01)
Dipl. élevés dans un foyer francophone	0,282 *	0,173 *	0,179
	(0,08)	(0,06)	(0,11)
Années de scolarité de la mère	0,123	0,164 *	-0,111 *
	(0,09)	(0,07)	(0,05)
Chang. de région avant le programme	-0,119	-0,064	0,084
	(0,07)	(0,05)	(0,07)
Étranger	-0,292	-0,303 *	-0,347 *
	(0,17)	(0,13)	(0,16)
Observations	5 786	8 418	5 380
Estimation logarithmique de vraisemblance	-36 175	-54 870	-22 818

Nota : Voir les notes du tableau 4.

Tableau 7. Certains taux de hasard pour le tableau 6

Variable	1982	1986	1990
Maîtrise	81 % *	45 % *	46 % *
Baccalauréat	75 % *	50 % *	54 % *
Étranger	75 %	74 % *	71 % *
Dipl. élevés dans un foyer francophone	133 % *	119 % *	120 %
Mariage	114 % *	117 % *	124 % *
Années de scolarité de la mère	113 %	118 % *	89 % *
Nombre d'enfants	91 % *	90 % *	82 % *
Sexe féminin	94 %	89 % *	98 %

Nota : Taux de hasard = exp (coefficient au tableau 6).

* indique que le coefficient au tableau 6 est significatif au niveau de 5 %.

Les variables sont triées par la moyenne intercohortes de abs(HR-1).

Figure 1. Courbes de survie des cohortes (pondération en fonction de la population)

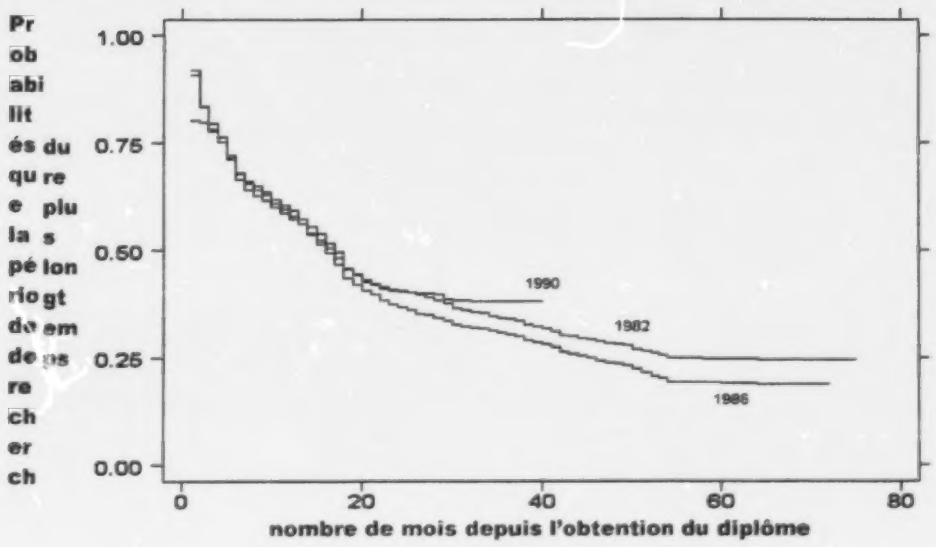
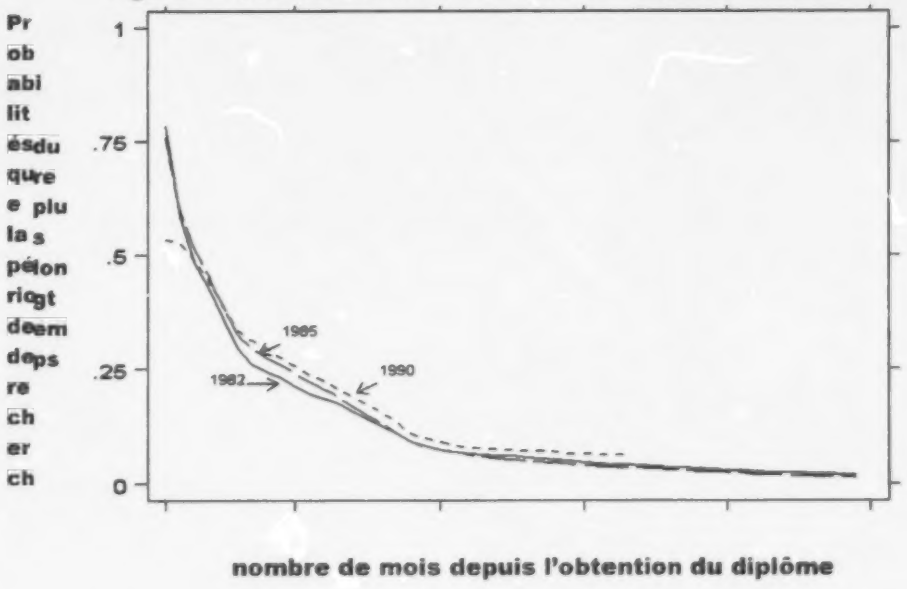


Figure 2. Courbes de survie de base du modèle stratifié



Bibliographie

Betts, Julian, Christopher Ferrall et Ross Finnie. 1998. "The Role of University Quality in Determining Post-Graduate Outcomes: Panel Evidence from Three Recent Canadian Cohorts," travaux en cours.

Bowlus, Audra. 1998. "U.S. Canadian Unemployment Rate and Wage Differences Among Young, Low Skilled Workers in the 1980s," à venir, *Canadian Journal of Economics.*

Eckstein, Zvi et Kenneth I. Wolpin. 1995. "Duration to First Job and the Return to Schooling: Estimates from a Search-Matching Model," *Review of Economic and Statistics* 62, 263-286.

Ferrall, Christopher. 1997. "Unemployment Insurance Eligibility and the Transition from School to Work in Canada and the United States," *Journal of Business and Economic Statistics 15*, 2, avril, 115-129.

Finnie, Ross. 1998a. "Process Not Event: A Longitudinal Analysis of the School-to-Work Transition of Canadian Post-Secondary Graduates," travaux en cours.

Finnie, Ross. 1998b. "Holding Their Own: The Employment Patterns and Earnings of Canadian Post-Secondary Graduates in the 1980s and 1990s", travaux en cours.

Kiefer, N. 1988. "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 26, 649-79.

Lin, D. Y. et L. J. Wei. 1989. "The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model", *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1074-78.

Statistique Canada 1996. *La promotion de 1990 : Compendium des résultats de l'Enquête nationale de 1992 menée auprès des diplômés de 1990,* n° 81-577-XPF au catalogue.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
F. *n/a*
G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie, **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90 **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993 **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu? **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996 **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 Explication du relèvement de la prime liée à l'âge **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991 **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N° 127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents ***par Miles Corak (Juin 9 1999)***

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite ***par John Baldwin (Octobre 1999)***

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada ***par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)***

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada ***par Aileen J. Thompson (avril 2000)***

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? ***par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)***

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N° 148 Le marché du travail des années 1990 ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes ***par Zhengxi Lin (Décembre 2000)***

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Décembre 2000)***

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (À venir)***

N° 155 Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990 ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Décembre 2000)***

N° 156 Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens, ***par Omar Zakhilwal (Décembre 2000)***

N° 157 L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada, ***par Marie Drolet (Décembre 2000)***

N° 158 À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt, ***par Nathan D. Grawe (Décembre 2000)***

N° 159 Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède, ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson and Torun Österberg (Décembre 2000)***

N° 160 Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes, ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 12 décembre 2000)***

QUE DIRIEZ-VOUS

QUE DIRIEZ-VOUS de trouver au même endroit tout ce qu'il y a de plus récent en statistiques canadiennes et, du même coup, de réaliser une économie de temps et d'argent pour vous et votre entreprise?

QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où seraient mises à votre portée des données fiables sur tout un éventail de sujets brûlants d'actualité du domaine social et économique canadien?

QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où, en appuyant simplement sur quelques touches, vous auriez accès à des conseils et des données sur mesure, fournis par des analystes bien au courant des marchés auxquels vous vous intéressez?

QUE DIRIEZ-VOUS si un tel endroit existait?

EH BIEN, IL EXISTE!

www.statcan.ca

CONÇU POUR LES AFFAIRES

La source officielle de statistiques canadiennes en un endroit et en tout temps